

Resúmenes de la IV Jornada de Investigación en Internacionalización

19 y 20 de mayo de 2021

ICEI

Santander Universidades

UNIVERSIDAD NEBRIJA

Cátedra Global Nebrija Santander en Internacionalización de Empresas

Resúmenes de la IV Jornada de Investigación en Internacionalización

Cátedra Global Nebrija Santander en internacionalización de empresas e Instituto Complutense de Estudios Internacionales (ICEI)

19 y 20 de mayo de 2021

El editor no se hace responsable de las opiniones recogidas, comentarios y manifestaciones vertidas por los autores. La presente obra recoge exclusivamente la opinión de su autor como manifestación de su derecho de libertad de expresión.

La Editorial se opone expresamente a que cualquiera de las paginas de esta obra o partes de ella

sean utilizadas para la realización de resúmenes de prensa.

Cualquier forma de reproducción, distribución, comunicación publica o transformación de esta obra solo puede ser realizada con la autorización de sus titulares, salvo excepción prevista por la ley. Diríjase a CEDRO (Centro Español de Derechos Reprográficos) si necesita fotocopiar o escanear algún fragmento de esta obra (www.conlicencia.com; 91 702 19 70 / 93 272 04 45).

Por tanto, este libro no podrá ser reproducido total o parcialmente, ni transmitirse por procedimientos electrónicos, mecánicos, magnéticos o por sistemas de almacenamiento y recuperación informáticos o cualquier otro medio, quedando prohibidos su préstamo, alquiler o cualquier otra forma de cesión de uso del ejemplar, sin el permiso previo, por escrito, del titular o titulares del copyright.

© 2020 Universidad Nebrija. Cátedra Global Nebrija Santander en internacionalización de empresas

Dirección y coordinación del proyecto:
Gonzalo Solana y Raúl Mínguez, director y subdirector de la Cátedra Global Nebrija Santander en internacionalización de empresas, respectivamente.

Diseño y maquetación: Publicaciones. Universidad Nebrija.

ISBN: 978-84-122599-6-4
Deposito Legal: M-21806-2021

Printed in Spain. Impreso en Espana

Índice

Presentación 6
José Muñiz, Rector de la Universidad Nebrija

Introducción 8
Gonzalo Solana, Universidad Nebrija
Rafael Myro, Universidad Complutense de Madrid

El comercio internacional tras la COVID-19 y el Brexit

- **El impacto de las medidas de contención del COVID-19 sobre el comercio exterior de España** 11
  Juan de Lucio, Universidad de Alcalá.
  Raúl Mínguez, Cámara de Comercio de España y Universidad Antonio de Nebrija.
  Asier Minondo, Universidad de Deusto.
  Francisco Requena, Universitat de València.
- **Assessing the Impact of COVID-19 on Trade: a Machine Learning Counterfactual Analysis** 17
  Marco Dueñas, Universidad de Bogotá Jorge Tadeo Lozano.
  Víctor Ortiz Giménez, IMT-School for Advanced Studies Lucca (AXES).
  Massimo Riccaboni, IMT-School for Advanced Studies Lucca (AXES).
  Francesco Serti, IMT-School for Advanced Studies Lucca (AXES) y Universidad de Alicante (FAE).
- **Brexit: Trade diversion due to trade policy uncertainty** 24
  Eduardo Gutiérrez, Banco de España.
  Aitor Lacuesta, Banco de España.
  César Martín Machuca, Banco de España.

Política comercial (I)

- **Keeping track of global trade in real time** 31
  Jaime Martinez-Martin, Banco de España.
  Elena Rusticelli, OECD.
- **Bilateral servicification in GVCs and deep trade agreements** 38
  Carmen Díaz-Mora, Universidad de Castilla-La Mancha.
  Erena García, Universidad de Castilla-La Mancha
  Belén González, Universidad de Castilla-La Mancha.
- **A highway across the Atlantic? Trade and welfare effects of the EU-Mercosur agreement** 46
  Jacopo Timini, Banco de España.
  Francesca Viani, Banco de España.1

Multinacionales e Inversión Extranjera Directa

- **El papel de la inversión extranjera directa en el crecimiento: España, 1964-2013** 53
  Oscar Bajo-Rubio, Universidad de Castilla-La Mancha.
- **Cooperación para la innovación, ciclo económico y la empresa multinacional en España** 60
  Antonio García-Sánchez, Universidad de Sevilla.
  Ruth Rama, IEGD Y CSIC.

Política comercial (II)

- **Importaciones de inputs intermedios y exportaciones: el caso de Colombia** 74
  Juan A. Sanchis, Universitat de València.
  Juan A. Mañez, Universitat de València.
  Andrés Mauricio Gómez, Universidad del Cauca.

- **Structural gravity and trade agreements: does the measurement of domestic trade matter?** 80
  Rodolfo G. Campos, Banco de España.
  Jacopo Timini, Banco de España.
  Elena Vidal, Banco de España.
- **The dynamic effects of bilateral (deep) trade agreements** 87
  Blanca Jiménez García, Banco de España.
  Julio Rodríguez, Universidad Autónoma de Madrid.

Determinantes de las exportaciones españolas

- **La importancia de la principal empresa exportadora a nivel provincial** 97
  Juan de Lucio, Universidad de Alcalá.
  Raúl Mínguez, Cámara de Comercio de España y Universidad Antonio de Nebrija.
  Asier Minondo, Universidad de Deusto.
  Francisco Requena, Universitat de València.
- **Servitización y exportación en las empresas manufactureras** 103
  David Córcoles, Universidad de Castilla-La Mancha.
  Carmen Díaz-Mora, Universidad de Castilla-La Mancha.
  Rosario Gandoy, Universidad de Castilla-La Mancha.

Conclusiones y Clausura

- **Conclusiones** 110
  Rafael Myro, Universidad Complutense de Madrid

Presentación

José Muñiz, Rector Universidad Nebrija

Es una gran satisfacción y un honor presentar los Resúmenes de la IV Jornada de investigación en internacionalización, que se celebró los pasados 19 y 20 de mayo de 2021, organizada por la Cátedra Global Nebrija Santander en Internacionalización de Empresas, con la colaboración del Instituto Complutense de Estudios Internacionales (ICEI).

Hay que felicitar sinceramente a los organizadores y participantes, en primer lugar, por la elevada calidad de las ponencias presentadas y la trascendencia de los asuntos debatidos en un momento de profundas y rápidas transformaciones.

En segundo lugar, porque ya son cuatro años consecutivos en los que se celebra esta Jornada, lo cual es de suma importancia, tanto por la consolidación del encuentro, como porque por segundo año se realiza por videoconferencia por las limitaciones impuestas por la COVID-19. El hecho de que ni la pandemia haya parado la celebración de esta Jornada pone de manifiesto el vivo interés de los investigadores por reunirse para debatir sobre sus trabajos, y también el empuje y compromiso de los organizadores.

En tercer lugar, porque para la Universidad Nebrija es un privilegio reunir a través de su Cátedra a los principales investigadores del país en internacionalización, un área prioritaria en nuestra oferta formativa e investigadora.

Y, en cuarto lugar, porque, acorde con nuestra apuesta universitaria por la diversidad, es para nosotros un motivo de orgullo poder contribuir al debate entre profesionales que desarrollan su actividad en distintas instituciones, tales como universidades, administraciones públicas, organismos internacionales, centros de estudios y empresas u organizaciones empresariales.

Por último, quiero agradecer a todos los participantes la confianza que depositan en nuestra Universidad asistiendo a este evento, y a todas las instituciones y personas que han hecho posible que se haya celebrado esta IV Jornada de investigación en internacionalización.

Espero y deseo que esta Jornada se siga celebrando muchos años más. La investigación es una tarea apasionante y difícil, que exige recursos, tiempo y compromiso, pero que es fundamental para hacer avanzar el conocimiento y mejorar el bienestar de las personas.

Introducción

Gonzalo Solana, Universidad Nebrija
Rafael Myro, Universidad Complutense de Madrid

Esta publicación recoge los resúmenes de las ponencias presentadas en la IV Jornada de Investigación en Internacionalización (JII) que, organizada por la Catedra Global Nebrija Santander en Internacionalización de Empresas con la colaboración del Instituto Complutense de Estudios Internacionales (ICEI), se celebró durante los días 19 y 20 de mayo de 2021, en formato videoconferencia por segundo año consecutivo. Durante ambos días se contó con la asistencia de investigadores especializados en comercio e inversiones exteriores, responsables de las políticas públicas de internacionalización, y analistas de los departamentos de estudios o de operaciones exteriores de las empresas.

Esta nueva edición de la JII se ha celebrado en un momento crucial, de cambio en la situación de la economía internacional. Se empieza a dejar atrás un año marcado por la pandemia, que ha tenido importantes efectos recesivos en la economía mundial y un gran impacto en términos sociales, para avanzar hacia una recuperación que esperamos sea importante y visible en la segunda mitad del año, según avance el proceso de vacunación en marcha, la creciente inmunización de la población y la relajación de las restricciones.

Las ponencias presentadas versaron sobre distintos aspectos relativos al comercio internacional y la influencia de la COVID-19 y el Brexit, a la política comercial, a las multinacionales e inversión extranjera directa, y a los determinantes de las exportaciones españolas. A través de los resúmenes de las ponencias que se recogen en este documento el lector encontrará algunas claves de la evolución registrada por el comercio español durante 2020, marcada por la pandemia, pero también por el Brexit, aunque en una medida mucho menor. Así mismo, podrá conocer indicadores útiles para mejorar la previsión sobre la evolución del comercio internacional. Y comprenderá con mayor detalle la importancia que para la exportación poseen los tratados internacionales de todo tipo, así como las diversas provisiones que incluyen, que les dotan de diferentes niveles de

profundidad. Se acercará también al papel que desempeña la oferta conjunta de bienes y servicios en el éxito de las empresas en los mercados internacionales. Es un aspecto más de su proceso de "servitización", todavía muy poco investigado. O a la importancia de los inputs intermedios importados, que aumentan los niveles de productividad y competitividad exterior de las empresas. Finalmente, accederá a nuevas evaluaciones del impacto de la inversión exterior directa recibida sobre el crecimiento económico español, y descubrirá nuevas perspectivas de la cooperación tecnológica que se establece entre las empresas nacionales y las filiales de multinacionales.

Queremos agradecer a los asistentes a esta Jornada su activa participación y desinteresada colaboración, en especial a los moderadores y ponentes, que generosamente han presentado las metodologías y fuentes utilizadas en sus investigaciones, así como las principales conclusiones alcanzadas. También al ICEI y personal de la Universidad Nebrija, que con su trabajo en la sombra han hecho posible que esta IV Jornada de investigación en internacionalización, como la del año anterior, haya podido celebrarse por videoconferencia sin dificultades técnicas. Y por supuesto al Rector de la Universidad Nebrija y al patrocinador de esta Cátedra, el Banco Santander, por su confianza y apoyo.

Esperamos que esta Jornada tenga su continuidad en posteriores ediciones, para que los investigadores en internacionalización, que realizan un trabajo silencioso y poco reconocido, puedan seguir reuniéndose y compartiendo sus conocimientos y avances. Un esfuerzo y dedicación que, sin duda, es sumamente interesante y útil para las administraciones, instituciones, empresas y el conjunto de la sociedad.

El comercio internacional tras la COVID-19 y el Brexit

El impacto de las medidas de contención del COVID-19 sobre el comercio exterior de España

Juan de Lucio, Universidad de Alcalá.
Raúl Mínguez, Cámara de Comercio de España y Universidad Antonio de Nebrija.
Asier Minondo, Universidad de Deusto.
Francisco Requena, Universitat de València.

Agradecimientos

Este trabajo ha sido posible gracias al acceso que la Agencia Tributaria nos facilita a los datos de exportación a nivel de empresa. Agradecemos la financiación a través de los siguientes proyectos: Gobierno de España (RTI2018-100899-B-I00, cofinanciado con FEDER), Gobierno Vasco (IT885-16), Comunidad de Madrid & UAH (ref: EPU-INV/2020/006), UAH (2020/00003/016/001/003) y Gobierno de la Comunitat Valenciana (GVPrometeo 2018/102).

Resumen

Con la pandemia mundial del COVID-19, los gobiernos han adoptado medidas de contención que han afectado al movimiento de mercancías y personas. Este trabajo analiza el impacto de estas medidas en las exportaciones e importaciones de las empresas españolas durante la primera mitad de 2020. El valor exportado respondió negativamente a las medidas de contención de los socios comerciales de España, mientras que el valor importado no se vio afectado. Las medidas restrictivas aumentaron la probabilidad de interrumpir las relaciones comerciales, tanto de exportación como de importación. El impacto negativo sobre las exportaciones se concentró en los meses de abril y mayo de 2020 y fue mayor en los productos de consumo que se consumen fuera de casa, en las empresas dedicadas a la distribución y entre las empresas manufactureras que no participaban en las cadenas globales de valor.

Introducción

Después de propagarse a 114 países, el 11 de marzo de 2020 la Organización Mundial de la Salud (OMS) declaró que el coronavirus (COVID-19) era una pandemia global. La mayoría de países, incluso antes de la declaración de la OMS, implementaron medidas de contención para limitar la propagación del virus, afectando severamente a todos los movimientos interiores e internacionales de mercancías y personas. En este trabajo analizamos el impacto de las medidas de contención adoptadas fuera de España sobre el comercio exterior español de mercancías durante la primera ola que va de febrero de 2020 a julio de 2020. Para ello utilizamos las exportaciones e importaciones de las empresas españolas con frecuencia mensual y exploramos tanto el margen intensivo (el valor de las exportaciones e importaciones de relaciones comerciales estables) como el margen extensivo (la probabilidad de interrupción de una relación comercial existente). Además, estudiamos si el impacto de las medidas de contención ha sido diferente por países, bienes y empresas. Dado el carácter inesperado de la pandemia, las medidas de contención adoptadas por los gobiernos extranjeros, así como su rigurosidad eran imprevisibles por las empresas españolas, lo cual confiere a nuestros resultados econométricos una interpretación causal.

Análisis econométrico

Para cuantificar el impacto de las medidas de confinamiento de terceros países sobre el comercio exterior de España, proponemos estimar la siguiente ecuación definida a nivel de empresa *(i)*, país de origen o destino *(j)*, producto *(k)* y mes *(t)*:

$$Y_{ijkt} = \alpha\, confinamiento_{jt} + \beta\, casos_{jt} + \gamma_{jk} + \gamma_{ikt} + \epsilon_{ijkt} \qquad (1)$$

Donde Y_{ijkt} es un indicador de la actividad exportadora o importadora de una empresa española. Utilizamos 4 indicadores, dos asociados con el margen intensivo (el valor de exportación de un producto a un país y el valor de importación de un producto desde un país) y dos asociados con el margen extensivo (una variable dicotómica que toma valor 1 si, para los meses analizados, la empresa que estaba exportando o importando un determinado par producto-país en 2019 interrumpe la relación comercial en 2020).

La variable $confinamiento_{jt}$ mide el nivel de rigurosidad de las medidas restrictivas a la movilidad de personas y mercancías que los gobiernos extranjeros han impuesto cada mes y la variable $casos_{jt}$ indica el número oficial de casos de contagio de COVID-19 por país y mes. El número de contagiados de COVID-19 mide la severidad de la propagación del virus y la posible respuesta de la población en términos de distancia social voluntaria. Las medidas de contención de los gobiernos miden la intensidad en las restricciones obligatorias al movimiento de personas y mercancías.

Además, cada regresión incluye un vector de efectos fijos para cada combinación país-producto y para cada combinación empresa-producto-mes con el fin de controlar por características inobservables de empresa, producto, y país. Es importante tener en cuenta que estamos controlando por cualquier factor dentro de España que afecte a la decisión de producción y comercialización de las empresas (por ejemplo, diferencias en la propagación del virus o en la intensidad de las medidas de confinamiento de las comunidades autónomas).

Datos

Los datos mensuales de exportaciones e importaciones de mercancías a nivel de empresa, desagregados por producto y país, se han obtenido de la Agencia Tributaria-Aduanas e incluyen el universo de empresas-mes que declaran al menos una transacción de 1.500 euros. Nuestra estrategia de identificación requiere que una empresa comercie un producto al menos con dos países en un mes. El número final de empresas en la muestra es 19.175 exportadores y 18.491 importadores. Estas empresas representan el 81% del valor de las exportaciones y el 61% de las importaciones españolas en 2019.

Los datos internacionales sobre el nivel de rigurosidad de las medidas de contención adoptadas por los gobiernos y el número de casos de personas infectadas de COVID-19 se han obtenido directamente de Hale et al. (2021). Las distintas medidas de contención que implementan los gobiernos son agregadas en un índice de referencia que toma valores entre 0 y 100, siendo 100 el nivel máximo de contención. Los datos están disponibles en COVID-19 Government Response Tracker | Blavatnik School of Government (ox.ac.uk)

Resultados

El Cuadro 1 muestra los principales resultados de estimar la ecuación (1) después de transformar las variables explicativas en sus valores estandarizados (media cero y deviación estándar uno) para facilitar su interpretación. Las medidas de contención tienen un impacto negativo sobre las exportaciones españolas (columna 1). El aumento medio mensual de las medidas voluntarias de contención y de distancia social en el extranjero durante el periodo analizado explica hasta un 8 por ciento de la caída del valor de las exportaciones españolas, siendo las medidas de contención las que explican hasta un 88 por ciento de esa caída. Por el contrario, las medidas de contención adoptadas por los países de origen de las importaciones españolas no han tenido efecto sobre el valor de las mercancías importadas por las empresas españolas (columna 2). Este resultado confirma que las medidas de contención en el extranjero han actuado como un shock negativo de demanda internacional de los productos españoles. Por el lado del margen extensivo, las medidas de contención han tenido un impacto positivo y significativo sobre la probabilidad de interrupción de las relaciones comerciales existentes (columnas 3 y 4).

Cuadro 1
Impacto de las medidas de contención en el extranjero del COVID en el comercio exterior de España (febrero 2020-julio 2020)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Log exportaciones	Log importaciones	Probabilidad interrupción relación de exportación	Probabilidad interrupción relación de importación
[Índice de medidas de] ***Contención***	-0,043 ***	-0,000	0,035 ***	0,014 ***
	(0,013)	(0,017)	(0,005)	(0,003)
Casos [de contagio COVID-19]	-0,014**	-0,018*	0,003	0,005
	(0,007)	(0,010)	(0,002)	(0,003)
Observaciones	876.164	466.634	1.902.123	639.214
R2 ajustado	0,667	0,696	0,491	0,540

Nota: Variable dependientes definidas a nivel empresa-producto-país-mes. Las regresiones incluyen efectos fijos de país-producto y empresa-producto-mes. Errores estándar clusterizados por país-año en paréntesis. (***), (**) y (*) indica el nivel de significación del coeficiente al 1%, 5% y 10%, respectivamente

A continuación, resumimos otros resultados de nuestra investigación en de Lucio et al (2021). En primer lugar, hemos analizado qué medidas de contención concretas han tenido un efecto negativo mayor en el valor de las exportaciones españolas. Por orden de importancia han sido la suspensión de la actividad de las empresas, el cierre del transporte público, el cierre de colegios y las restricciones en el número de personas que pueden reunirse. En segundo lugar, hemos analizado la respuesta de las exportaciones ante el endurecimiento mes a mes de las medidas de contención, observando un impacto negativo solo en los meses de marzo, abril y mayo de 2020. A partir de junio no hay impacto alguno sobre el comercio exterior español. En tercer lugar, hemos investigado la distinta respuesta del impacto de las medidas de contención en el valor de exportación atendiendo a las algunas características de los países de exportación, de los productos exportados y de la actividad principal que realizan las empresas. Los resultados empíricos indican que:

(1) No se aprecian diferencias en el impacto de las medidas de contención sobre las exportaciones españolas en función de la capacidad que han tenido los países para implantar el teletrabajo como una forma efectiva de evitar las consecuencias de las medidas de contención en la actividad productiva.

(2) Entre los productos de consumo final para la exportación, se aprecia claramente que la caída de la demanda internacional se ha concentrado en productos que se consumen fuera del hogar (por ejemplo, ropa, perfumería, material deportivo).

(3) Entre las empresas dedicadas a la exportación de productos manufacturados, la incidencia negativa de las medidas de contención ha sido mayor en las empresas dedicadas a actividades de distribución y venta.

(4) Entre las empresas manufactureras que exportaban, el impacto de las medidas restrictivas a la movilidad de los gobiernos extranjeros ha sido menor si la empresa participa en cadenas globales de valor.

Conclusiones

Para evitar la propagación del virus, los gobiernos han impuesto medidas obligatorias de contención y muchas personas han adoptado medias voluntarias de aislamiento, provocando tanto un shock de oferta como de demanda en el comercio mundial de bienes. En este trabajo, después de controlar por los shoc-

ks dentro de España, demostramos que las medidas de contención adoptadas por los gobiernos extranjeros han tenido un impacto negativo sobre la permanencia de muchas empresas españolas en el extranjero, así como sobre el valor de exportación de las empresas que exportan regularmente. Sin embargo, la incidencia negativa de estas medidas ha sido limitada (tres meses). Además, las empresas manufactureras que participan en cadenas globales de valor se han mostrado más resilientes a estas medidas de contención. Los resultados invitan a ser positivos, en el sentido de que, tras la relajación de las medidas de contención, los flujos de comercio internacional deberían volver rápidamente a niveles anteriores a la pandemia.

Bibliografía

De Lucio J., Mínguez, R., Minondo, A., Requena, F. (2021), Impact of Covid-19 containment measures on trade, Universitat de Valencia Working Papers in Applied Economics, no. WPAE-2021-2101

Hale, T., Angrist, N., Goldszmidt, R.et al. (2021) "A global panel database of pandemic policies (Oxford COVID-19 Government Response Tracker)", *Nat Hum Behav*, 5,529–538. https://doi.org/10.1038/s41562-021-01079-8.

Assessing the Impact of COVID-19 on Trade: a Machine Learning Counterfactual Analysis

Marco Dueñas, Universidad de Bogotá Jorge Tadeo Lozano.
Víctor Ortiz Giménez, IMT-School for Advanced Studies Lucca (AXES).
Massimo Riccaboni, IMT-School for Advanced Studies Lucca (AXES).
Francesco Serti, IMT-School for Advanced Studies Lucca (AXES) y Universidad de Alicante (FAE).

Resumen

Interpretando las dinámicas de exportación como un complejo proceso de aprendizaje, este artículo constituye un primer intento para estudiar la efectividad que tienen las técnicas de Machine Learning (ML) prediciendo el estatus exportador de las empresas. En particular, este estudio analiza la probabilidad de supervivencia en el mercado exportador de las empresas colombianas en dos escenarios distintos: un escenario COVID-19 y uno contrafactual sin COVID-19. Comparando las predicciones de ambos escenarios, estimamos el efecto individual del tratamiento provocado por el shock COVID-19 sobre los resultados de las empresas. Finalmente, usamos métodos de partición recursiva para identificar subconjuntos de empresas donde el efecto del tratamiento es distinto. Encontramos que, además de la dimensión temporal, los principales factores que explican la heterogeneidad del tratamiento son las interacciones entre el tamaño y la industria donde operan los exportadores.

Introducción

En un mundo interconectado, el impacto de la pandemia sobre el comercio internacional ha generado gran atención (Felbermayr y Görg, 2020; Antràs et al., 2020). El comercio global se ha visto afectado por cierres nacionales, por medidas tomadas entre los países relacionadas con el comercio, así como por ruptu-

ras temporales de las cadenas globales de valor (Bonadio et al., 2020; Evenett, 2020). El comercio global, que es normalmente más volátil que la producción y tiende a caer especialmente en épocas de crisis, ha mostrado su mayor caída desde la crisis financiera mundial en 2009.

Desde el inicio de la pandemia de COVID-19 investigadores han subrayado que, a pesar de que su impacto sobre el comercio internacional ha sido comparable con el experimentado por el Gran Colapso Comercial de 2008-2009, esta vez el shock de demanda se ha visto acompañado de un shock de oferta (Baldwin y Tomiura, 2020). Además, este efecto de oferta puede verse fortalecido por un contagio a través de las cadenas de valor, que han ganado protagonismo durante la última década. En otras palabras, los shocks de oferta en países que proporcionan productos intermedios pueden afectar también al desempeño exportador de las empresas que usaban esos productos intermedios.

Metodología y datos

Estimamos el efecto que ha tenido el shock provocado por la COVID-19 sobre la probabilidad que tienen las empresas colombianas de sobrevivir en los mercados de exportación.

Siguiendo el trabajo de Varian (2016) y las aplicaciones hechas por Cerqua y Letta (2020), y Fabra et al., (2020), usamos el modelo de Logit (con penalización LASSO) para construir el escenario contrafactual que recrea la variable de interés, éxito en 2020 (si una empresa que exportaba en un determinado mes en 2019 sigue en el mercado internacional en 2020) para las empresas exportadoras en 2019.

Creamos dos modelos que predicen la probabilidad de éxito de cada empresa en cada mes. El primer modelo (SUM) no tiene en cuenta ninguna información COVID-19, y actúa como predicción contrafactual. El segundo modelo (SAM) usa toda la información disponible sobre el shock COVID-19 (Shock Aware Machine).

Comparando las diferencias en las predicciones de la máquina SAM y SUM obtenemos el efecto individual-mensual estimado de la COVID-19 para cada exportador colombiano.

Finalmente, usamos este efecto individual para identificar subconjuntos de exportadores dependiendo de la intensidad del tratamiento (COVID-19) y de sus

características individuales, usando la técnica del árbol de regresión (para obtener mayor interpretabilidad).

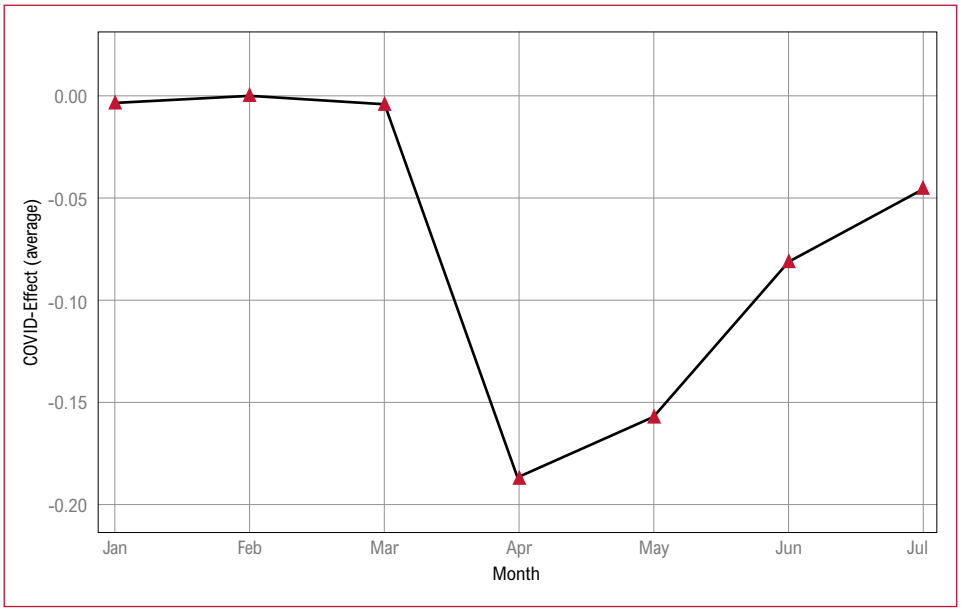
Usamos datos de cada transacción registrada en la Dirección de Impuestos y Aduanas Nacionales (DIAN) de Colombia durante los años 2018-2020. Para cada empresa, observamos su identificación, la fecha, el producto exportado usando el sistema HS-10 dígitos, el departamento desde donde se exporta, el medio utilizado, el país de destino y el valor de la transacción en dólares americanos.

Resultados

Usamos las predicciones obtenidas con el Logit-LASSO para estimar el efecto individual del tratamiento (COVID-19) sobre la probabilidad que las empresas exportadoras en 2019 sigan exportando en 2020. La Figura 1 muestra la media para cada mes del efecto individual.

Figura 1

Diferencia media en las probabilidades predichas de éxito (SAM VS. SUM) por mes. Efecto Covid-19 en 2020



Si asumimos que en los primeros meses de 2020 las empresas no se han visto afectadas por el shock de la COVID-19, entonces podemos considerar las estimaciones obtenidas comparando la SAM y la SUM durante esos meses como un test de falsificación, de forma similar al test "in-time placebo" usado por Abadie et al. (2015).

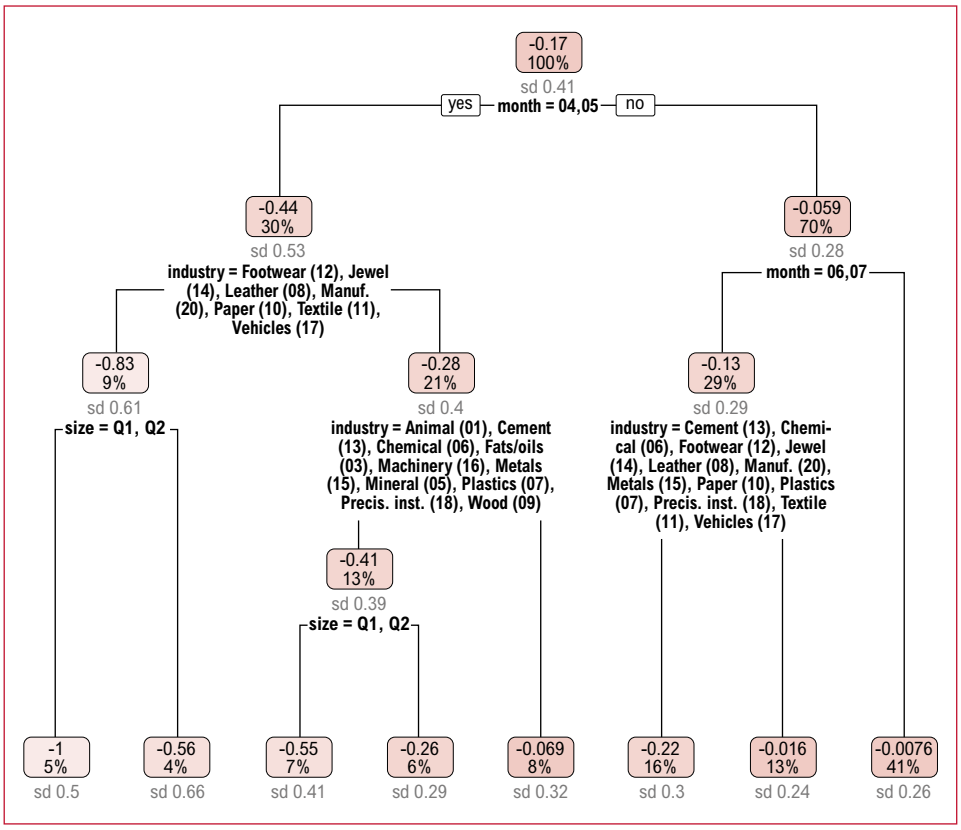
Estimar un efecto de tratamiento significativo en los meses anterior a la aparición de COVID-19 indicaría que nuestro modelo mecánicamente predice un efecto de COVID-19 incluso cuando éste no se espera que ocurra. Interpretamos este placebo (que aplicamos también sobre otras dimensiones o características de empresas tales como el tamaño de empresa, la industria donde operan, el destino al que exportan, el departamento desde el que exportan, el número de productos y destinos distintos por empresa y mes) como un test de robustez para interpretar los resultados de heterogeneidad del tratamiento.

Como muestra la Figura 1, las probabilidades de éxito predichas por SUM y SAM son prácticamente idénticas para los meses de Enero, Febrero y Marzo. Este placebo temporal reafirma nuestros resultados porque no fue hasta el 25 de Marzo de 2020 cuando el gobierno colombiano implementó un cierre obligatorio y completo. De forma más general, podemos concluir que nuestra estrategia de identificación no predice efectos provocados por la COVID-19 en periodos de baja incidencia en Colombia y en el resto del mundo. Además, encontramos que el mayor efecto se estima en Abril de 2020, momento en el que encontramos una diferencia media de 20 puntos porcentuales en las probabilidades de exportar. Durante los meses posteriores el efecto medio estimado se reduce paulatinamente.

Con el objetivo de estudiar la posible heterogeneidad del tratamiento, estimamos un Árbol de Regresión usando como variable dependiente el logaritmo del efecto COVID-19 a nivel de empresa. Como variables explicativas incluimos las características de empresa. Usamos el árbol de decisión porque es la técnica que presenta una mayor interpretabilidad, dentro de las técnicas existentes en el ámbito de Machine Learning, para capturar e interpretar los efectos estimados de una forma no-lineal.

Figura 2

Árbol de regresión para identificar la heterogeneidad por sub-grupos del efecto COVID-19



La Figura 2 muestra que los exportadores colombianos están fuertemente afectados por el shock de la pandemia en Abril y Mayo de 2020. En particular, aquellas empresas pertenecientes a la industria del Calzado, Joyas, Manufactura, Papel, Textil o Vehículos forman un subconjunto de empresas más afectadas por la pandemia. Dentro de este grupo, aquellas empresas que se encuentran en el primer (Q1) y segundo (Q2) cuartil de la distribución de tamaño (empresas más pequeñas) son predichas con el mayor impacto por COVID-19. Para este

pequeño grupo de empresas (5% del total de la muestra), las probabilidades de tener éxito en los mercados internacionales se reducen en un 100% bajo un escenario de pandemia COVID-19 (durante los meses descritos). Sin embargo, las empresas que pertenecen al tercer (Q3) y cuarto (Q4) cuartil (empresas más grandes) y que además pertenecen a las industrias-meses mencionadas están afectadas por la COVID-19 con una reducción en su probabilidad de sobrevivir de aproximadamente el 55%. Durante los mismos meses de Abril y Mayo, los exportadores que pertenecen a las industrias de Productos Vegetales (café, té, plantas vivas, cereales, etc), Comida Preparada (azúcar, cacao, etc), y/o Bebidas y Tabaco están menos afectados por la COVID-19 en términos generales (su probabilidad de sobrevivir se reduce tan sólo en un 6.9%. Este subconjunto está compuesto por un 8% de empresas sobre el total de la muestra).

Conclusiones

Este artículo encuentra que el shock provocado por la COVID-19 ha reducido la probabilidad de sobrevivir exportando en un 44% para los meses de Abril y Mayo, y en un 13% para Junio y Julio. Nuestro análisis de heterogeneidad sugiere que, además de la dimensión temporal, los principales factores que predicen la heterogeneidad del tratamiento son las interacciones generadas entre tamaño de empresa y la industria donde operan. También hemos usado placebos temporales para comprobar la credibilidad de las estimaciones contrafactuales. De forma más amplia, este artículo demuestra cómo las técnicas de Machine Learning pueden aplicarse con éxito para predecir el potencial exportador de una empresa.

Bibliografía

Abadie, A., Diamond, A. and Hainmueller, J., 2015. Comparative politics and the synthetic control method. *American Journal of Political Science*, 59(2), pp.495-510.

Antràs, P., S. Redding, and E. Rossi-Hansberg (2020). Globalization and Pandemics. (No. w27840). National Bureau of Economic Research.

Baldwin, R. And E. Tomiura (2020). Thinking ahead about the trade impact of COVID-19. Economics in the Time of COVID-19 59.

Bonadio, B., Z. Huo, A. A. Levchenko, and N. Pandalai-Nayar (2020). Global supply chains in the pandemic. National Bureau of Economic Research, No. w27224.

Cerqua, A. and M. Letta (2020). Local economies amidst the covid-19 crisis in Italy: a tale of diverging trajectories. COVID Economics (60), 142-171.

Evenett, S. (2020). Sicken thy neighbour: The initial trade policy response to COVID-19. *The World Economy* 43(4), 828-839.

Fabra, N., A. Lacuesta, and M. Souza (2020). Degrowth versus Decoupling: Competing strategies for carbon abatement? Available at https://ee1107.s3.us-east-2.amazonaws.com/EEL_109.pdf.

Felbermayr, G. And H. Görg (2020). Implications of COVID-19 for globalization. KIELER BEITRAGE ZUE, 3.

Varian, H. R. (2016). Causal inference in economics and marketing. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 113(27), 7310-7315.

Brexit: Trade diversion due to trade policy uncertainty

Eduardo Gutiérrez, Banco de España.
Aitor Lacuesta, Banco de España.
César Martín Machuca, Banco de España.

Introduction

The unexpected vote of the UK electorate to leave the EU initiated a negotiation period in which uncertainty about trade relations between these regions was very high. In response, Spanish firms could have partially replaced the British market with domestic flows as well as alternative partners. This article intends to explore the effect of uncertainty on trade and the capacity of firms to substitute markets using Brexit as a quasi-natural experiment.

In order to so, first, we explore how firm participation in the British market changed under the renegotiation of an existing agreement. We implement a difference in difference strategy to estimate the impact of uncertainty on the intensive margin of bilateral trade with the UK. Uncertainty is captured through future potential losses, which are proxied with potential tariffs in absence of a trade deal and the firm level dependence on the UK. In a second step, we analyze trade diversion patterns exploiting the interaction of uncertainty indicators as instrument for changes in trade with the British market. This market substitution might reveal firms' contingency plans in response to potential significant losses provoked by Brexit.

Data and Empirical Strategy

Three different sources are employed in this paper. First, we use information of monthly declared exports and imports with the UK, EU27 and Rest of the World per operator exposed to the UK between 2015 and 2018 which is provided by the customs agency. Second, an annual firm level database including their sector of activity, turnover, and number of employees coming from the Central Business Register (National Statistics Institute - INE). Lastly, in order to incorporate potential trade barriers, we construct sectoral tariffs by exploiting Most Favored Nation (MFN) tariffs at the HS2 level from the World Trade Organization (WTO)[1].

We end up with a database including about 35,656 exporters and 40,394 importers, which account for around 90% of exports and 85% of imports with the UK containing sectoral MFN tariffs, and firm level sector of activity, employment, turnover, and sales and acquisitions with the UK/EU/RoW. Information for 75 sectors is provided at the NACE-2, 3 and 4 digit level with more details on particular sectors that have large trading flows.

Our preferred empirical model used to quantify the impact of uncertainty on trade follows a two-stage procedure as in Almunia et al. (2021).

First, we estimate the year over year growth rate of trade with the UK that happened in a particular month of a corresponding year at the firm level before and after the referendum as a function of an uncertain future potential trade losses indicator as in the following equation:

$$\Delta \ln t_{fym,UK} = \beta \ln (1+T_s) \frac{t_{f2015m,UK}}{t_{f2015m}} + \eta \Delta \ln Prod_{fy} + \omega_f + \gamma_{ym} + \upsilon_{fym}$$

where $t_{fym,UK}$ refers to exports or imports of firm f in year y and month m with the United Kingdom, t_{fym} captures total exports and imports by firm, T_s is the sectoral tariff applicable in a hard Brexit scenario and only takes positive values after the referendum, $Prod_{fy}$ refers to productivity in year y. Lastly, ω_f and γ_{ym} are firm and period fixed effects.

1 WTO data is matched sector by sector to the firm level datasets using a crosswalk that requires information of products sold by firms belonging to particular sectors. In particular, we construct sector specific tariffs using the Bank of Spain's balance of payments database, which provides data on exports and imports at the firm-product level in 2012 and allows us to learn about the products traded in each sector.

Firm fixed effects (ω_f) allow comparing within firm trade growth before and after the referendum. Additionally, time fixed effects (γ_{ym}) control for transitory specific macro shocks that could bias our estimations. Lastly, the change in productivity $(Prod_{fy})$ controls for time varying factors at the firm level that might affect trade.

Firm level uncertainty is measured as the interaction between its relative trade exposure to the UK in the past and potential sectoral tariffs after Brexit which may affect the firm. We expect a negative response of trade flows with the UK to potential tariffs, especially in those firms where sales or purchases were more concentrated in the affected market. If $\beta = -1$, a firm which sells 40% of its exports to the UK, will respond to a 1 pp. tariff potential rise by reducing exports to this market by 0.4 pp. The paper explores the robustness of results to different uncertainty index specifications.

In a second stage, we quantify trade diversion patterns using the predictions of the first stage above ($\Delta \ln \widehat{t_{fym,UK}}$) . On the one hand, those firms which would face higher tariffs in case of hard Brexit, due to their main sectoral activity, might have reduced their trade with the UK more intensely and replaced, at least partially, the British market with other alternative destinations. Additionally, a higher firm's relative exposure to the UK will increase the risks associated with Brexit, and thus could lead in turn to a higher trade diversion. So, the specification of the second stage takes the following form:

$$\Delta \ln t_{fym,RoW} = \alpha \Delta \ln \widehat{t_{fym,UK}} + \eta \Delta \ln Prod_{fy} + \omega_f + \gamma_{ym} + \upsilon_{fym}$$

where $t_{fym,RoW}$ refers to non-UK exports (imports) of firm f in year y and month m. The other variables are equivalent to those used in the first stage, in order to control for idiosyncratic firm shocks and avoid potential bias by omitted variables. The interaction of potential tariffs and UK firm level dependence instruments export/import growth with the UK ($\Delta \ln \widehat{t_{fym,UK}}$). In order to grasp the magnitude of the effects, the share of the UK in firm level external trade has to be taken into account. For example, if $\alpha = -0.5$, a firm which sells 40% of its exports to the UK, will respond to a 100 euros reduction of exports to the UK by increasing exports to alternative markets by 75 euros ($\frac{1-0.4}{0.4} \times 100 \times -0.5$).

The next section describes the results of this two-stage estimation for firms that present a high share of trade flows with the UK (in particular 10% of total international flows that will be close to the top quartile of exports and imports shares). Focusing the analysis to this group of firms has the advantage of

concentrating in those firms whose trade flows might be severely hit. As it is further analyzed in the paper, the effect for other firms is very heterogeneous being nil for those with shares below 4%.

Results

In this section, we present estimates for the equations above. First stage estimations in columns 2 and 4 of the table below depict an elasticity of trade growth with the UK as a function of our uncertainty indicator of 7.5 for exports and 8.2 for imports, in both cases statistically significant. Given that this market represents around 37% and 44% of external sales and acquisitions respectively, our estimations suggest that the growth rate of sales to the UK for the average exporter decreases by 2.6 pp in response to a 1% tariff, and in the case of importers this reduction reaches 3.6 pp.

First stage results allow obtaining estimates of Brexit uncertainty impact which will be used as instrument in the second stage in order to quantify trade diversion patterns. An instrument will be valid when it is exogenous and statistically significant. As shown above, the coefficients for the uncertainty indicator are negative and statistically significant. In the same vein, F-statistic suggests that instruments are statistically significant but only strong for exports[2].

Once instrumented with the estimated impact of Brexit through increased uncertainty, the magnitude of the contribution of trade diversion attributable to this potential risk is reversed compared to a direct estimate, as inferred from the comparison between columns 1 and 3 (4 and 6) for exports (imports). This means that there is a positive correlation between trade reductions among markets, as expected given that the ex-ante productivity level of firms determines simultaneously the level of sales in each market (Melitz 2003). However, when we isolate an exogenous variation of a particular market, we find a negative and statistically significant effect of trade growth in the UK on trade growth in the rest of the world.

In terms of the quantitative relevance of our results, according to the computations in Almunia et al. (2021), for a firm with an initial export share to the UK of 35% (firm level average share for those exporting more than 10% to the UK), a drop of 100 euros in their British sales would lead to an increase in exports between

2 The strength of the instrument comes from the firm level share and using it alone one obtains similar results with much higher F-statistics. Results available under request.

92 and 151 euros elsewhere. This means a close to full diversion of exports. In terms of imports, the diversion appears to be slightly more limited. In particular, for every 100 euros lost in British purchases, the average firm in the sample with a British import share of 44% would be able to divert between 64 and 100 euros.

Conclusions

The uncertainty generated by trade potential expected losses from Brexit could have affected bilateral trade flows between the UK and Spain. Indeed, during the long negotiation period there was a high uncertainty about the final shape of the trade relationship between the UK and the EU, with potential significant losses in the case of hard Brexit, which would have implied bilateral tariffs. This situation could have reduced trade links between Spain and the United Kingdom, enforcing firms to substitute their sales/acquisitions in the United Kingdom with the domestic market or other countries.

According to the results in this paper, those firms with the highest exposure to the UK, and therefore the highest potential losses, have reduced their trade with the UK market and diverted trade to other markets. This diversion has been more pronounced for exports than for imports.

Bibliography

Almunia, M., P. Antràs, D. Lopez Rodriguez, and E. Morales. "Venting out: Exports during a domestic slump." *American Economic Review*, forthcoming (2021).

Douch, M., J. Du, and E. Vanino. "Defying Gravity? Policy Uncertainty, Trade Destruction and Diversion." Lloyds Banking Group Centre for Business Prosperity, Research Paper No.3. (2020).

Handley, K., and N. Limao. "Trade and investment under policy uncertainty: theory and firm evidence." *American Economic Journal*: Economic Policy 7.4 (2015): 189-222.

Melitz, M. J. "The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity." *Econometrica* 71.6 (2003): 1695-1725.

Simonovska, I., and M. E. Waugh. "The elasticity of trade: Estimates and evidence." *Journal of international Economics* 92.1 (2014): 34-50.

Table 1

	Exports			Imports		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	(OLS)	(FS)	(IV)	(OLS)	(FS)	(IV)
$\ln(1+T_s)\frac{t_{f2015m,UK}}{t_{f2015m}}$		-7.472***			-8.227**	
(s.e.)		(1.521)			(3.117)	
$\Delta \ln t_{fym,UK}$	0.0557***		-0.640***	0.0861***		-0.657***
(s.e.)	(0.0126)		(0.079)	(0.0107)		(0.077)
$\Delta \ln Prod_{fy}$	0.149***	0.120***	0.234***	0.119***	0.110***	0.201***
(s.e.)	(0.0278)	(0.0205)	(0.0334)	(0.0300)	(0.0224)	(0.0406)
# obs	48.865	48.865	48.865	44.399	44.399	44.399
R2	0,148	0,132		0,103	0,116	
F-statistic		24,12			6,97	
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Diverted per 100 euros			92-151			64-102

Notes: Standard errors are clustered at the sectoral level. *** p < 0.01 ** p < 0.05 * p <0.1

Política comercial (I)

Keeping track of global trade in real time[1]

Jaime Martinez-Martin, Banco de España.
Elena Rusticelli, OECD.

Summary

This paper builds an innovative composite world trade cycle index (WTI) by means of a dynamic factor model to monitor and perform short-term forecasts in real time of world trade growth of both goods and (usually neglected) services. The selection of trade indicator series is made using a multidimensional approach, including Bayesian model averaging techniques, dynamic correlations and Granger non-causality tests in a linear VAR framework. To overcome real-time forecasting challenges, the dynamic factor model is extended to account for mixed frequencies, to deal with asynchronous data publication and to include hard and survey data along with leading indicators. Nonlinearities are addressed with a Markov switching model. Simulations analysis in pseudo real-time suggests that: i) the global trade index is a useful tool to track and forecast world trade in real time; ii) the model is able to infer global trade cycles precisely and better than the few competing alternatives; and iii) global trade finance conditions seem to lead the trade cycle, in line with the theoretical literature.

Introduction

The unexpectedly large plummet in trade flows in the aftermath of the Global Financial Crisis of 2008-09 (Martins and Araujo, 2009; Baldwin, 2009; Bussiére et al., 2013) highlighted the need for new tools able to accurately monitor trade developments in real time due to its strong association with growth. However, in times of uncertainty, when interest in predicting trade is the largest, projecting

1 This is a short summary of the published version Martínez-Martín and Rusticelli (2021) "Keeping track of global trade in real time" International Journal of Forecasting vol. 37, 1, pp 224-236. https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0169207020300637

trade conditions on a higher frequency basis becomes extremely difficult. Tracking global trade in real time is challenging since trade data are published with a considerable lag given the large number of countries' input needed to compile an estimate of world trade.

There is a small but growing literature on forecasting and leading indicators of international trade (Gregory et al., 1997; Burgert and Dees, 2008; Guichard and Rusticelli, 2011, Jakaitiene and Dees, 2012; Stratford, 2013; Golinelli and Parigi 2014; World Trade Organisation, 2016, Barhoumi et al., 2016). These papers select a limited number of time series as potential predictors and aggregate them into a composite indicator of the international trade cycle. However, most related literature (i) focuses on merchandise trade only, neglecting the role of the trade of services; (ii) makes an ad-hoc selection of predictors that are not formally tested; and (iii) does not exploit the potential usefulness and flexibility of a dynamic factor model (DFM) to forecast global trade growth rates in real time.

Methodology and statistical sources

To generate the world trade cycle index we proceed in two steps. First, we select the predictors. Given the plethora of available time series, all possibly correlated with world trade, the selection of predictors is a crucial step in the construction of dynamic factor models. Boivin and Ng (2006) found evidence that selecting a smaller subset of potential indicators substantially improves the forecast performance. Accordingly, we select a set of 30 indicators on the basis of their good forecasting properties as indicated in the related literature, such as in Guichard and Rusticelli (2011) and in Barhoumi et al. (2016). Then, we apply three different selection methods: pairwise VARs, BMA techniques, and dynamic correlations. Second, conditional on the predictors selected in the first step, we develop a small-scale DFM to monitor global trade growth and extend it under a Markov-switching framework to capture trade-cycle turning points.

The data employed in this paper span the period from 1967 to 2016. The quarterly series of world trade volumes of goods and services is published by the OECD, while monthly indicators are published by several public and private sources.

Results

Overall, the merged results of the three methods for selecting predictors suggested that only 9 out of 30 indicators contained significant predictive power. The selected drivers of global trade cover different dimensions, from hard to soft indicators: (i) global merchandise trade, world semiconductor billings, industrial production from the US and worldwide; and (ii) global PMIs such as manufacturing, new export orders, and Ifo Expectations and Climate Indices. Moreover, the US High Yield Spread, calculated as the difference between the U.S. Corporate High Yield USD and the US 10- year Treasury Bond, was also selected as a proxy for the risk premium paid by risky borrowers. It should capture both the global impact of credit conditions on activity as well as via global trade finance conditions.

Given the small set of monthly indicators selected, a rather small-scale DFM with coincident and potential leading indicators emerged as the most suitable methodological approach to generate the WTI. The dynamic properties of the DFM follow the lines proposed by Aruoba and Diebold (2010), who extended the single-index DFM suggested by Stock and Watson (1991). The main methodological advantages of our new linear DFM are that: (i) it can incorporate information from different series regardless of frequency and publication dates by Kalman filtering techniques; and (ii) it converts the information in the macroeconomic indicators (and leading indicators) into inferences of the state of the global trade cycle.

The in-sample results from the DFM sequentially estimated from 1991 to 2017 clearly point to two types of world trade predictors: (i) a first subset of indicators, mainly coincident predictors, exhibiting short publication delays; and (ii) a second subset that includes potential leading indicators. The percentage of the variance of world trade growth explained by the model containing only coincident indicators is 62%. The inclusion of two additional leading indicators, namely the US high-yield spread and the PMI new export orders index, increases the variance of global trade growth explained by the common factor up to 92%.

In the absence of real-time vintages of the selected dataset of both the monthly predictors and the quarterly growth rate of world trade, an out-of-sample pseudo real- time analysis was carried out to test the predictive accuracy of the WTI over the period from 2012Q1 to 2015Q4. The performance of the WTI in forecasting world trade growth was assessed against three competing forecasting models: (i) an autoregressive model of order two (AR2); (ii) a random walk process (RW); and (iii) the large-scale DFM by Guichard and Rusticelli (2011). Based on the root mean squared forecast error (RMSE) of each model (Table 1), the multivariate models clearly outperformed the univariate models. However, these gains diminished with the forecast horizon, although they remained statistically significant. The pairwise test introduced by Diebold and Mariano (1995) was used to compare pairs of models. It tested the null hypothesis of equal predictive accuracy based on differences between their RMSEs. Small- and largescale factor models showed similar predictive accuracy, but the WTI had the advantage of requiring less data.

Table 1
Predictive accuracy

	Backcasts	Nowcasts	Forecasts
Root Mean Squared Errors			
Large-scale DFM	0.285	0.485	0.655
RW	0.611	0.673	0.691
AR	0.599	0.638	0.682
WTI	0.433	0.507	0.663
Equal predictive accuracy tests			
WTI vs Large-scale DFM	0.831	0.890	0.927
WTI vs RW	0.001	0.002	0.140
WTI vs AR	0.052	0.108	0.506

Note: The forecasting sample is 2012.1-2015.4. The top panel shows the Root Mean Squared Errors (RMSE) of the large-scale dynamic factor model (Large-scale DFM) based on Guichard and Rusticelli (2011), a random walk (RW), an autoregressive model (AR), along with those of the WTI based on our extension of the DFM. The bottom panel shows the p-values of the Diebold-Mariano test of equal predictive accuracy.

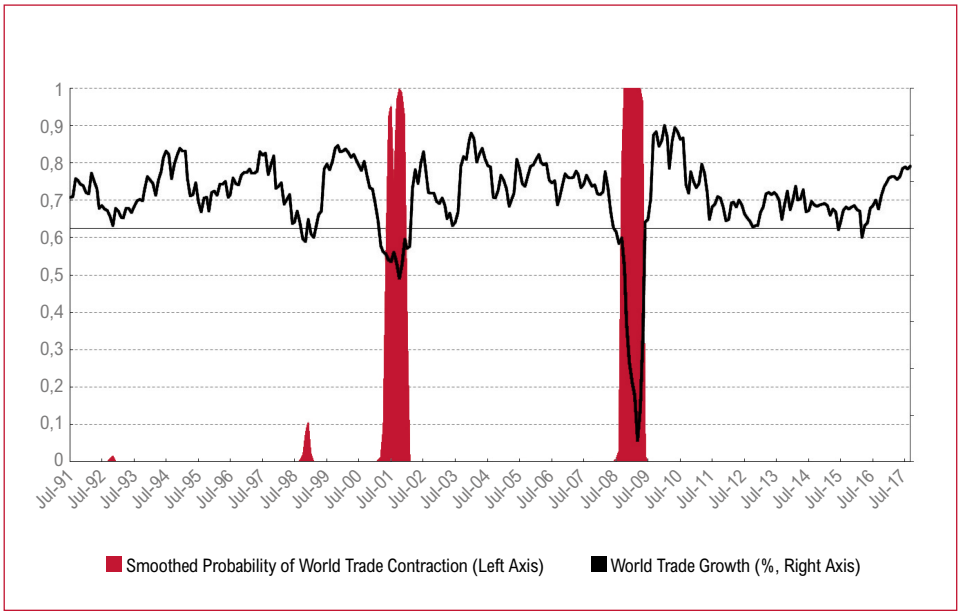
Source: Authors' calculation.

In addition, the WTI was tested for the presence of nonlinearity possibly due to major structural breaks in world trade growth (e.g. the latest global financial crisis) and to the asymmetric dynamics that characterise the uneven sequence of

cyclical expansions and recessions. For this purpose, a simple first-order Markov chain switching model (Hamilton, 1989) was estimated over the period 1991M1 and 2017M7 and indicated the statistically significant presence of two regimes referring to world trade expansions and contractions. Moreover, the average duration of expansions and contractions in world trade growth is estimated to last 18 and 14 months, respectively.

Furthermore, the Bry and Boschan (1971) algorithm is applied to date common turning points between the WTI and the world trade growth series expressed on a monthly basis. The two series resulted in striking accord, with an average lag of one month and a maximum lead of two months. In order to assess whether the WTI performs well at predicting turning points, the forecasting quadratic probability score (Brier, 1950) was also computed and confirmed the high correlation between the probability of contraction as indicated by the WTI and actual world growth contractions as shown in Figure 1.

Figure 1
Probabilities of world trade growth contractions from the WTI



Note: Shaded areas refer to (monthly) probabilities of a global trade contraction from the WTI, in-sample estimation over 1991-2016. World trade growth refers to the quarterly growth rate on a monthly basis.

Source: Authors' calculations.

Conclusions

Our main findings suggest that the WTI is successful at computing coincident indicators in great accord with the actual history of global trade cycles. Moreover, the WTI can explain a high percentage of the variance of actual trade growth. In addition, pseudo-real-time analysis showed that the WTI outperforms a number of competing models, making it useful for trade-cycle monitoring, nowcasting, and short-term forecasting of global trade growth.

Bibliography

Aruoba B, and F. Diebold (2010). “Real-time macroeconomic monitoring: Real activity, inflation, and interactions. *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 100: 20-24.

Barhoumi, K., Darné, O., and L. Ferrara (2016), "A World Trade Leading Index (WTLI)", *Economic Letters* 146, pp. 111-115.

Baldwin, R. (2009), "The great trade collapse: What caused it and what does it mean?", VoxEU, Nov 27.

Boivin, J., and S. Ng (2006) “Are more data always better for factor analysis?”, *Journal of Econometrics* 132, pp. 169–194.

Bry, G. and C. Boschan (1971) "Cyclical Analysis of Time Series: Procedures and Computer Programs", New York, NBER.

Burgert, M., S. Dees. (2008) “Forecasting World Trade: Direct versus Bottom-Up Approaches”, European Central Bank Working Paper No 882.

Bussiére, M., Callegari, G., Ghironi, F., Sestieri, G., and N. Yamano (2013), "Estimating trade elasticities: Demand composition and the trade collapse of 2008-2009". *American Economic Journal: Macroeconomics*, American Economic Association, 5(3): 118-151.

Brier. G. W. (1950), “Verification Forecasts Expressed in terms of Probability”, *Monthly Weather Review*, 75, pp. 1-3.Camacho, M. and G. Pérez Quirós (2010), “Introducing the Euro-STING: Short Term Indicator of euro area Growth”, *Journal of Applied Econometrics* 25: 663-694.

Diebold, F., and R. Mariano (1995) “Comparing predictive accuracy”. Journal of Business Economic Statistics 13: 253-263.

Guichard, S., and E. Rusticelli. (2011) "A dynamic factor model for world trade growth". OECD Economics Department Working Papers, 874.

Golinelli, R., and Parigi, G. (2013) "Tracking world trade and GDP in real time". Banca d'Italia Working Papers, Nº 920.

Gregory, A.W., Head, A.C., and J. Reynauld (1997) "Measuring world business cycles". *International Economic Review*, 38: 677-701.

Hamilton, J. (1989), "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycles", *Econometrica*, Vol. 57. pp. 357-384.

Jakaitiene, A., and S. Dees (2012), "Forecasting the World Economy in the Short Term", *The World Economy*, Vol. 35(3), pp. 331–350.

Martins, J., and S. Araujo (2009), "The Great Synchronisation: tracking the trade collapse with high-frequency data", VoxEU, Nov 27.

Stock, J.H., and M. Watson (1991), "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators", in K. Lahiri and G. Moore (Eds.), Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records, Cambridge University Press, UK, pp. 63-89.

Stratford, K. (2013), "Nowcasting world GDP and trade using global indicators". Bank of England Quarterly Bulletin, 2013Q3.

World Trade Organization (2016), "World Trade Outlook Indicator (WTOI)", WTO Methodological note available at: https://www.wto.org

Bilateral servicification in GVCs and deep trade agreements

Carmen Díaz-Mora, Universidad de Castilla-La Mancha.
Erena García, Universidad de Castilla-La Mancha.
Belén González, Universidad de Castilla-La Mancha.

Abstract

International trade has been transformed by participation in Global Value Chains (GVCs), where services linkages play a critical role. Recent studies examine the impact of deep trade agreements (DTAs) on GVC-related trade, but none of them focuses on GVC-related services. Using the gravity framework, we investigate the impact of trade agreements with substantial provisions on services on bilateral foreign services value added embodied in manufacturing exports. We also consider the depth of these agreements and explore the asymmetric effects depending on the partners' income level and on the direction of the trade flows. The analysis reveals that trade liberalisation in services boosts embodied services value added from partner countries, with larger impacts for deeper agreements. Moreover, there are heterogeneous effects, which are particularly significant for embodied services value added from EU countries.

Introduction

Two of the most relevant features in international trade in recent decades are the increase in exchanges of intermediate goods and services linked to GVCs and in the depth of preferential trade agreements. DTAs refer to trade agreements which extend beyond traditional areas by including new aspects such as services, investment, competition policy, labour, protection of intellectual property rights and the environment.

In the case of multistage production processes, the gains from a coordinated reduction of barriers to goods and services trade and regulatory harmonisation are particularly large for GVCs. There are several papers corroborating that the deeper a trade agreement is, the higher the GVC-related trade (Orefice and Rocha´s, 2014; Laget et al, 2020; Rubinova, 2017). Our paper goes one-step further and focuses on the relationship between a particular type of DTAs, those with services provisions, and a specific aspect of GVC-related trade, such as foreign services embodied in manufacturing exports. Services are intrinsically linked to the expansion of GVCs because its essential role for proper functioning of cross-border fragmented manufacturing processes. Manufacturing companies are increasingly relying on specialised companies for the provision of services, making *servicification* a crucial factor in the performance and upgrading within GVCs. Thus, eliminating impediments to trade and investment in services is a priority for promoting GVC participation. As far as we know, there are no empirical studies that examine the greater liberalisation of trade in services through DTAs with the phenomenon of *servicification* within GVCs.

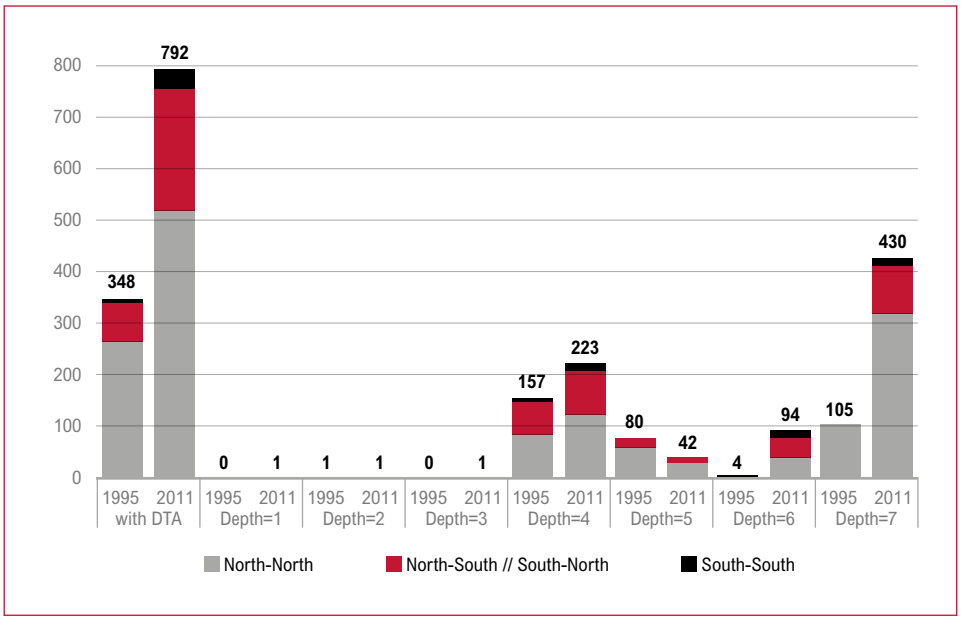
Data and methodology

Following Dür et al. (2014), we use the *Design of Trade Agreements* (DESTA) *dataset* to build two variables related to services DTAs: 1) DTA_SERVij,t, is a dummy variable that takes the value 1 if there is a DTAs with substantial provisions related to service trade liberalisation and 0 otherwise and 2) Depth_DTA_SERVij,t, is a variable that also captures the level of depth of the agreement by using an additive index (up to 7) that includes the different substantial provisions contained in the specific services chapter. We construct them for the 64 countries and 1995-2011 period used to measure GVC-related services from OECD TiVA database.

We analyse how DTAs with services provisions have evolved over time. Although some of them had already been signed before 1995, most of them have been adopted since then and half of them from 2005 to 2011. In Figure 1, we observe that whereas in 1995, 17 per cent of total country pairs had a DTA with services provisions, that percentage is almost 40 per cent in 2011. Although North-South and particularly South-South country pairs have been much more active most agreements are still between North-North country pairs.

Figure 1

Country pair's number with services DTAs according to their depth, 1995 and 2011



Source: Authors' elaboration based on DESTA dataset.

Regarding the depth of services DTAs, more than half of them achieved the maximum level in 2011. North-North agreements prevail. The majority of them take place between the EU15 and Eastern European countries. However, in shallower agreements, there are about as many North-North agreements as there are North-South and South-South agreements combined.

When we focus on countries, we observe that most of services DTAs took place between economies from the same continent/region (EU and North America mainly) in the mid-1990s. Moreover, the traditional trade links between the European continent and some African countries (Morocco and Tunisia) are reflected in the relevance of some services DTAs in 1995. Fifteen years later, in 2011, the number and depth of services DTAs was much higher. This happened between countries of the same region and between countries that belong to different continents, most notably in agreements within European countries, between European and Asian countries and among Asian countries themselves.

We estimate a gravity model to study the impact of services DTAs on bilateral GVC-related servicification. We propose two specifications, where the first one captures the impact of signing a services DTAs and the second one considers the depth of the adopted agreement:

$$Yij,t = \exp\left[\pi i,t + \chi j,t + \mu ij + \beta^{1}DTA_SERVij,t\right] + \varepsilon ij,t \quad (1)$$

$$Yij,t = \exp\left[\pi i,t + \chi j,t + \mu ij + \beta^{1}\,Depth_DTA_SERVij,t\right] + \varepsilon ij,t \quad (2)$$

The dependant variable measures the value added of services from country i that is embodied in gross manufacturing exports of country j using OECD TiVA database. Recently, researchers have suggested the inclusion of both international and intra-national trade flows in structural gravity estimations (Dai et al., 2014; Bergstrand et al., 2015; Anderson and Yotov, 2016; Heid et al., 2021). The main difficulty is the construction and sources of intra-national trade data, which are commonly measured by the difference between gross production and exports. In this paper, we use the domestic services value added embodied in a country's manufacturing exports as the equivalent of intra-national trade flows.

We add pair fixed effects (μij) to account for the potential endogeneity of the trade policy variable and for all time-invariant bilateral trade costs. To control for unobservable multilateral resistances, we include time-varying country-specific fixed effects in our gravity model. In particular πi,t is a vector of source-country time-varying fixed effects, and χj,t is a vector of destination-country time-varying fixed-effects. We estimate our gravity equation in its multiplicative form instead of logarithmic form using the *Poisson Pseudo Maximum Likelihood* (PPML) estimator to handle both the presence of zero trade flows and heteroscedasticity, which are common for trade data.

Following the recommendations by Yotov et al. (2016) and Egger et al. (2020), we include different leads and lags of the DTAs variable to investigate the existence of a dynamic adjustment process by capturing anticipation and phasing-in effects and to address endogeneity issues. First, to test the possible existence of "reverse causality" we include future *leads* of the DTA variable. This allows us to measure an anticipation effect of the future agreement on GVC-related services. Secondly, we include several lags of the services DTAs variables to consider a delayed response because firms need time to adjust to new trade-facilitation agreements or because agreements involve phase-in periods to full implementation.

Moreover, we try to capture asymmetric effects depending on the income level of the partners and the direction of the trade flows that could arise from the mode of GVC participation. For that, we distinguish four country group dummies (North-North, North-South, South-North, and South-South). Developed countries tend to show a more sophisticated way of GVC participation by specialising in more technological and skill-intensive stages. Developing countries are engaged in less complex GVC activities for which access to high-quality, highly specialised services becomes a key factor for enhancing their competitiveness and their upgrading within GVCs.

Results

The estimation results are reported in Table 1. The first three columns refer to the impact of the adoption of an agreement with services provisions and the last three columns refer to the depth of the adopted agreement.

When only the contemporaneous effect is estimated (columns 1 and 4), we find a positive and significant coefficient only when the depth of the agreement is considered. That is, the depth, and not the mere presence, of services DTAs matters for GVC-related services in the year which the agreement is signed. In columns (2) and (5), we incorporate leads and lags (up to 2) of services DTAs. We find that embodied services value added from partner countries decrease or are delayed because there is some anticipation effect of the agreement which is limited to one year before the agreement is signed. Regarding the lagged effects, we observe a positive effect the second year after that agreement is formed. Both results are common to the dummy variable and the depth variable.

When additional lagged effects are included for considering longer phase-in effects (columns 3 and 6), a positive and significant effect takes place five years after the adoption of the services DTA without considering its depth. When it is considered, we observe longer phase-in effects. In addition to immediate and two-year lagged effects, there are significant effects at the third, fifth and sixth lagged terms. The coefficients of further lagged effects are statistically insignificant, implying that deeper services DTAs have reached their full potential six years after their implementation.

Table 1
Impact of the adoption of services DTAs

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DTA_SERV_{ij}			$Depth_DTA_SERV_{ij}$		
t+2		0.0064	0.0203		0.0025	0.0044
		(0.0218)	(0.0179)		(0.0032)	(0.0027)
t+1		-0.0370***	-0.0356***		-0.0056***	-0.0056***
		(0.0071)	(0.0096)		(0.0008)	(0.0016)
T	0.0453	0.0279	0.0382	0.0135*	0.0098**	0.0112**
	(0.0351)	(0.0266)	(0.0233)	(0.00729)	(0.0049)	(0.0051)
t-1		0.0040	0.0042		0.0009	0.0008
		(0.0118)	(0.0081)		(0.0017)	(0.0015)
t-2		0.0548**	0.0057		0.0088**	0.0015**
		(0.0279)	(0.0036)		(0.0043)	(0.0006)
t-3			0.0089			0.0022***
			(0.0058)			(0.0008)
t-4			0.0042			0.0004
			(0.0068)			(0.0016)
t-5			0.0328***			0.0041***
			(0.0077)			(0.0013)
t-6			0.0155			0.0032**
			(0.0100)			(0.0016)
t-7			-0.0118			-0.0007
			(0.0178)			(0.0039)
t-8			0.0376			0.0036
			(0.0324)			(0.0054)
Cumulative effect		0.0867*	0.1355**		0.0195**	0.0259**
		(0.0451)	(0.0647)		(0.0091)	(0.0121)
Observations	68,544	68,544	68,544	68,544	68,544	68,544

Notes: All estimates are obtained with consecutive-year data for the period 1995-2011 and with the PPML estimator and exporter-time, importer-time and country- pair fixed effects. The estimates of all fixed effects are omitted for brevity. The coefficient estimates for the services DTA cumulative average treatment effect are computed using the Delta method. Standard errors are clustered by country pair and are reported in parentheses. p < 0.10, ** p < 0.05, *** p <.0.01.

When we explore heterogeneous effect depending on income differences between partners and flows direction, we do only positive and statistically significant

for North-North agreements two years after the agreement is formed, for both variables dummy and depth variable. As the European Union has been one of the most active areas in signing services DTAs during the period of study, we re-estimate the model to explore heterogeneous effects for GVC-related services between EU and non-EU countries and considering the direction of those flows. Our estimates show that, when both countries are EU member states, adopting a services DTA has a positive and significant effect on bilateral embodied services value added. In the case of EU-non-EU services DTAs, the effect depends on the direction of the flow. It is significant only for services value added from EU countries to be embodied in non-EU manufacturing exports.

Conclusions

Our empirical analysis has shown that both new and deeper services DTAs are associated with significant and positive effects on GVC-related services between partner countries. We find positive and statistically significant lagged effects suggesting phase-in periods to full implementation. Lagged effects of deeper agreements seem to extend for a longer period (up to six years after the signing of the agreement).

We have further explored the asymmetric effects that could arise from the mode of GVC participation when countries differ in such participation depending on their pattern of specialisation. Looking at cumulative and contemporaneous effects, we do not find different effects according to the income level of the partners or the direction of the trade flows, because both effects are statistically significant for none of them (North-North, North-South, South-North, South-South). However, our results show heterogeneous lagged effects for services DTAs, being positive only for North-North agreements two years after the agreement is signed. Differences in the impact of DTAs are particularly apparent for agreements signed by EU countries which seems to play a significant role in boosting services value added from EU countries embodied in both EU and non-EU manufacturing exports. That is, we find a servicification-enhancing effect of services DTAs that takes place only for embodied services value added from EU countries. Therefore, services DTAs seem to allow the EU to exploit its comparative advantage in services and thereby strengthen intra-EU GVCs and GVCs with non-EU countries.

Bibliography

Anderson, J. E. and Yotov, Y. V. (2016): “Terms of Trade and Global Efficiency Effects of Free Trade Agreements, 1990-2002”. *Journal of International Economics* 99(C), 279-298

Bergstrand, J. H., Larch, M., and Yotov, Y. V. (2015): “Economic Integration Agreements, Border Effects, and Distance Elasticities in Gravity Equations”. *European Economic Review* 78, 307-327.

Dai, M., Yotov, Y. V., and Zylkin, T. (2014): “On the Trade-Diversion Effects of Free Trade Agreements”. *Economic Letters* 122(2), 321-325.

Egger, P., Larch, M. and Yotov, Y. (2020): “Gravity-Model Estimation with Time-Interval Data: Revisiting the Impact of Free Trade Agreements”. CESifo Working Paper nº 8553.

Heid, B., Larch, M. and Yotov, Y. (2021): "Estimating the Effects of Non-discriminatory Trade Policies within Structural Gravity Models". *Canadian Journal of Economics*, 54(1), 376-409.

Laget, E., Osnago, A. Rocha, N. and Ruta, M. (2020): “Deep Trade Agreements and Global Value Chains”. *Review of Industrial Organization*, 57, 379–410.

Lee, W. (2019): “Services Liberalization and Global Value Chain Participation: New Evidence for Heterogeneous Effects by Income Level and Provisions”. *Review of International Economics*, 27(3), 888-915.

Orefice, G. and Rocha, N. (2014): "Deep Integration and Production Networks: an Empirical Analysis". *The World Economy* 37 (1): 106-136.

Rubínová, S. (2017): “The Impact of New Regionalism on Global Value Chains Participation”. CTEI Working Paper 2017-07, The Graduate Institute, Geneva.

Yotov, Y.V., Piermartini, R., Monteiro. J.A. and Larch, M. (2016): An Advanced Guide to Trade Policy Analysis: The Structural Gravity Model, UNCTAD and WTO, Geneva.

A highway across the Atlantic? Trade and welfare effects of the EU-Mercosur agreement

Jacopo Timini, Banco de España.
Francesca Viani, Banco de España.[1]

Resumen

En este artículo analizamos el acuerdo UE-Mercosur y predecimos sus efectos sobre el comercio y el bienestar utilizando un modelo de gravedad estructural de equilibrio general. En primer lugar, aprovechamos la información detallada a nivel de disposición disponible para el acuerdo UE-Mercosur para identificar los efectos comerciales de equilibrio parcial de los tratados existentes con un conjunto similar de disposiciones. En un segundo paso, el aumento estimado en el comercio se mapea en reducciones en los costes del comercio bilateral y se imputa a los pares de países UE-Mercosur para calcular los efectos de equilibrio general del acuerdo en términos de creación de comercio, desviación de comercio y efectos en el bienestar. Nuestros resultados indican que es probable que los efectos positivos sobre el comercio y el bienestar derivados del acuerdo UE-Mercosur sean económicamente importantes, especialmente para los países del Mercosur, y sustancialmente heterogéneos tanto entre los dos bloques como dentro de ellos.

Introducción

La Unión Europea (UE) y el Mercado Común del Sur (Mercosur) han llegado recientemente a un acuerdo sobre un tratado comercial bilateral, con el objetivo de impulsar la integración económica entre las dos áreas. El acuerdo, que solo entrará en vigor después de su ratificación por todas las partes involucradas, es

1 Las opiniones e ideas expresadas en este documento son las de los autores y, por lo tanto, no reflejan necesariamente las del Banco de España o el Eurosistema.

particularmente ambicioso, ya que implica la eliminación de los aranceles sobre un elevado porcentaje del comercio de bienes, así como una serie de disposiciones significativas sobre varios aspectos como las barreras no arancelarias, la contratación pública, los mercados laborales y la protección ambiental. Dada la naturaleza ambiciosa de sus disposiciones, se espera que el tratado reduzca sustancialmente los costes del comercio bilateral entre dos de los bloques regionales más grandes del mundo. Sin embargo, ¿en qué medida afectará el acuerdo UE-Mercosur a los flujos comerciales y al bienestar de los países miembros? ¿Su impacto será heterogéneo entre países? ¿Generará el tratado una desviación del comercio?

En este artículo respondemos a estas preguntas aprovechando los últimos avances en los modelos de gravedad estructural, que permiten evaluar y cuantificar el efecto sobre el comercio y el bienestar de un determinado acuerdo antes de su entrada en vigor, a través de estimaciones de los efectos de acuerdos comerciales similares ya existentes.

Metodología

Utilizamos estimaciones ex post de los efectos de los acuerdos comerciales con un contenido parecido al del acuerdo UE-Mercosur, para inferir los impactos comerciales del acuerdo UE-Mercosur ex ante.[2]

En concreto, en una primera etapa, en línea con Yotov et al. (2016), estimamos la siguiente ecuación empleando el procedimiento de pseudo-máxima verosimilitud de Poisson:

$$X_{ijt} = \exp(\beta_0 + \beta_1 TA_{ijt}^{X_NS} + \beta_2 TA_{ijt}^{X_SN} + \beta_3 TA_{ijt}^{X_rest} + \beta_4 TA_{ijt}^{ALL_X} + \delta_{it} + \gamma_{jt} + \omega_{ij}) + \varepsilon_{ijt}$$

donde X_{ijt} representan los flujos comerciales bilaterales entre el exportador i y el importador j en el período t, incluidos los flujos comerciales nacionales (i = j). $TA_{ijt}^{X_NS}$ es una variable dummy igual a 1 si los países i y j tienen un acuerdo comercial en el período t, si este acuerdo comercial incluye todas las disposiciones principales incluidas en el acuerdo UE-Mercosur (véase Timini y Viani, 2020

2 En estudios recientes (ej. Kohl, 2014, Timini et al., 2020) se ha destacado que el contenido (p.ej. medidas no arancelarias, clausulas sobre la inversión, prestación de servicios, contratación pública, mercado laboral, medioambiente, etc.) de los acuerdos comerciales está relacionado con sus efectos sobre el comercio.

para más detalles), y si el flujo comercial identificado es de norte a sur, es decir, exportaciones de economías avanzadas a economías emergentes. $TA_{ijt}^{X_SN}$ es una variable dummy igual a 1 si los países i y j tienen un acuerdo comercial que incluye las mismas condiciones enumeradas anteriormente y si el flujo comercial identificado es de sur a norte, es decir, exportaciones de economías emergentes a economías avanzadas. $TA_{ijt}^{X_rest}$ es igual a 1 si los países i y j tienen un acuerdo comercial que incluye las mismas condiciones mencionadas anteriormente y la dirección del flujo comercial no se ha identificado en las dos categorías anteriores. $TA_{ijt}^{ALL_X}$ es también una variable dummy que identifica todos los demás acuerdos comerciales de la muestra. δ_{it} y γ_{jt} son efectos fijos año-exportador y año-importador, y representan una manera coherente con la teoría de explicar las denominadas resistencias comerciales multilaterales. Estas reflejan el hecho de que el comercio entre dos países no depende solo de sus costes comerciales bilaterales, sino también de los costes comerciales a los que estos países se enfrentan en el resto del mundo. ω_{ij} son efectos fijos de direccionales que representan la forma estándar de abordar la endogeneidad.

En una segunda etapa, el impacto sobre el comercio de acuerdos similares al entre la UE y Mercosur estimado en la ecuación anterior (representado por los coeficientes β_1 and β_2) se incluye en un modelo de equilibrio general, que permite calcular el impacto de la reducción en los costes comerciales relacionados con el tratado UE-Mercosur sobre el bienestar de las distintas economías con respecto a un escenario base (en nuestro caso, los costes comerciales en 2015, el último año de nuestra muestra), asumiendo un valor para la elasticidad del comercio (en este estudio, 4, en línea con Simonovska y Waugh, 2014, y cercano al valor mediano identificado en el meta-análisis reciente de Bajzik et al., 2020).

Datos

Los datos de comercio internacional provienen de la base de datos “World Trade Flows” (WTF) (Feenstra y Romalis, 2014). Como Yotov (2012), el comercio domestico lo estimamos como la diferencia entre el PIB (disponible en la base de datos de “Indicadores de Desarrollo Mundial” del Banco Mundial) y las exportaciones nacionales totales (de FMI DOTS). Los datos sobre acuerdos comerciales y sus características provienen del “Horizontal Depth Database” (Hofmann et al., 2017). Para nuestros controles de robustez, utilizamos información sobre la

membresía de la OMC y la distancia bilateral de CEPII, y datos de aranceles de la base de datos de "Indicadores de Desarrollo Mundial" del Banco Mundial. Nuestra muestra incluye 53 países, lo que corresponde a casi el 90% del PIB mundial. El período cubierto por la muestra es 1984-2015.

Resultados

La tabla 1 resume los resultados del escenario principal, en términos de cambios en las exportaciones e importaciones totales, y el bienestar. Hay varias características que creemos importante enfatizar. Primero, tanto el Mercosur como los países de la UE muestran incrementos tanto en las exportaciones como en las importaciones totales. Sin embargo, estos aumentos difieren sustancialmente en tamaño. Dado que los resultados se refieren a los flujos comerciales totales, esta diferencia probablemente se deba a la relevancia del comercio bilateral entre el Mercosur y la UE en el comercio total de los dos bloques. En 2015, nuestro año de referencia, la UE representó más de una sexta parte del comercio total de bienes de Mercosur. Por el contrario, el Mercosur representó aproximadamente el 1% del comercio total de bienes de la UE. Para el Mercosur, estimamos un aumento en las exportaciones que oscila entre el 11 y el 15%, según el país –rango que corresponde al 8 y 18% para las importaciones. Para la UE, estos efectos son mucho menores: entre 0 y 1,3%. En segundo lugar, los efectos sobre el bienestar son particularmente importantes para los países del Mercosur (en consonancia con el mayor efecto sobre el comercio) y oscilan entre el 0,3 y el 0,7%. Estas cifras son significativas en términos económicos. Para la UE, los efectos son relativamente modestos, aunque con una heterogeneidad significativa entre los estados miembros. En particular, los países de la UE que experimentarán los mayores beneficios del acuerdo son aquellos que tenían vínculos comerciales anteriores más fuertes con Mercosur (como España y Portugal, cuyo comercio de bienes con el bloque latinoamericano en 2015 representó alrededor del 1,7% del comercio de bienes total) o pequeñas economías abiertas para las que el aumento del comercio tiene un impacto más acusado sobre el bienestar (como Bélgica y los Países Bajos).Finalmente, los efectos de desviación del comercio son prácticamente inexistentes.Estos resultados mantienen su validez en varios ejercicios de robustez, vueltos a considerar el posible impacto del proceso de

globalización, de la membresía de la OMC y de los aranceles de la Nación Más Favorecida sobre la estimación de los efectos comerciales del acuerdo, así como la utilización de distintos criterios para definir el grupo de acuerdos existentes "similares" al tratado entre la UE y Mercosur.[3]

Bibliografía

Bajzik, J., Havranek, T., Irsova, Z. y J. Schwarz (2020), "Estimating the Armington Elasticity: The Importance of Study Design and Publication Bias", *Journal of International Economics*, 127.

Feenstra R.C. and J. Romalis (2014), "International Prices and Endogenous Quality", *The Quarterly Journal of Economics*, 129, pp.477-527.

Hofmann, C., Osnago, A. y M. Ruta (2017), "Horizontal depth: a new database on the content of preferential trade agreements", Policy Research Working Paper Series 7981, The World Bank.

Kohl T. (2014), "Do we really know that trade agreements increase trade?", *Review of World Economics*, 150, pp.443-469.

Simonovska I. y M.E. Waugh (2014), "The elasticity of trade: Estimates and evidence", *Journal of International Economics*, 92, pp.34-50.

Timini J., N. Cortinovis, y F.S. Lopez-Vicente (2020), "The heterogeneous effects of trade agreements with labor provisions", Documento de trabajo del Banco de España n.2017.

Timini, J., y F. Viani (2020), "A highway across the Atlantic? Trade and welfare effects of the EU-Mercosur agreement", Documentos de trabajo del Banco de España n.2023.

Yotov Y.V. (2012), "A simple solution to the distance puzzle in international trade", *Economics Letters*, 117, pp.794-798.

Yotov Y.V., R. Piermartini, J. Monteiro y M. Larch (2016), "An Advanced Guide to Trade Policy Analysis", Geneva: World Trade Organization.

3 Véase Timini y Viani (2020) para más detalles.

Tabla 1

Efecto del acuerdo entre UE y Mercosur, resultados principales (equilibrio general)

		Δ%exports	Δ%imports	Δ%welfare
MERCOSUR	ARG	13.70	11.85	0.30
	BRA	15.02	17.60	0.40
	PRY	11.17	7.90	0.66
	URY	14.11	10.86	0.72
	MERCOSUR (avg.)	14.61	15.91	0.38
EU	AUT	0.26	0.23	0.04
	BEL	0.26	0.26	0.19
	CZE	0.01	0.01	0.04
	DEU	0.58	0.69	0.08
	DNK	0.62	0.62	0.06
	ESP	1.32	1.18	0.09
	FIN	0.65	0.63	0.06
	FRA	0.67	0.54	0.04
	GRC	0.46	0.20	0.02
	HUN	0.08	0.08	0.07
	IRL	0.24	0.45	0.05
	ITA	0.91	1.01	0.06
	NLD	0.89	0.87	0.16
	POL	0.25	0.21	0.06
	PRT	1.18	0.96	0.12
	SVK	-0.05	-0.05	0.02
	SWE	0.41	0.41	0.04
	EU (avg.)	0.67	0.66	0.07
REST OF LATIN AMERICA	BOL	0.15	0.14	0.00
	CHL	-0.10	-0.11	-0.01
	COL	-0.10	-0.08	0.00
	CRI	-0.12	-0.11	-0.01
	DOM	-0.12	-0.07	0.00
	ECU	-0.11	-0.10	-0.01
	GTM	-0.08	-0.05	0.00
	GUY	-0.08	-0.06	-0.01
	HND	-0.06	-0.05	-0.01
	HTI	-0.05	-0.02	0.00
	JAM	-0.22	-0.06	-0.01
	MEX	-0.02	-0.02	0.00
	NIC	-0.05	-0.04	-0.01
	PAN	0.02	0.01	0.00
	PER	-0.11	-0.11	-0.01
	SLV	-0.05	-0.03	0.00
	VEN	-0.18	-0.23	0.00
EU NEIGHBOURS	CHE	-0.08	-0.09	-0.01
	GBR	-0.15	-0.10	0.00
	ISL	-0.33	-0.31	-0.03
	NOR	-0.17	-0.23	-0.01
	RUS	-0.18	-0.31	-0.01
	TUR	-0.19	-0.11	0.00
REST OF THE WORLD	AUS	-0.02	-0.02	0.00
	CAN	-0.03	-0.03	0.00
	IND	-0.09	-0.06	0.00
	CHN	-0.09	-0.14	0.00
	JPN	-0.06	-0.07	0.00
	KOR	-0.03	-0.04	0.00
	NZL	-0.05	-0.05	0.00
	USA	-0.05	-0.04	0.00
	ZAF	-0.08	-0.10	0.00

Multinacionales e Inversión Extranjera Directa

El papel de la inversión extranjera directa en el crecimiento: España, 1964-2013[1]

Oscar Bajo-Rubio, Universidad de Castilla-La Mancha.

Resumen

La inversión extranjera directa (IED) ha desempeñado un papel fundamental en el intenso proceso de transformación experimentado por la economía española desde los primeros años 1960, que se intensificó posteriormente a raíz de la integración en la actual Unión Europea (UE) en 1986. En este trabajo se analizan los efectos a largo plazo de la IED en España, mediante la estimación de una función de producción que incluye el stock de capital extranjero, para el periodo 1964-2013. Se obtiene una contribución significativa del capital extranjero sobre el crecimiento acumulado del PIB a lo largo del periodo de análisis, que parece sin embargo haber sido superior durante los primeros años del periodo analizado.

Introducción

La inversión extranjera directa (IED) ha desempeñado un papel creciente como una forma de internacionalización de la actividad económica desde el final de la Segunda Guerra Mundial. De hecho, la IED constituye uno de los aspectos más relevantes de la actual oleada de globalización, registrando unas tasas de crecimiento superiores tanto a las del comercio como a los niveles de producción mundiales.

El papel de la IED en el crecimiento económico se ha analizado extensivamente en los últimos años, por medio de regresiones multivariantes para largos perio-

1 Lo que sigue a continuación es un resumen del trabajo del autor "The role of foreign direct investment in growth: Spain, 1964-2013", GLO Discussion Paper 676, Global Labor Organization, 2020; disponible en https://www.econstor.eu/bitstream/10419/224510/1/GLO-DP-0676.pdf

dos de tiempo, en las que bien el PIB o su tasa de crecimiento se hacían depender de una serie de variables macroeconómicas entre las que se incluía la ratio de los flujos de IED sobre el PIB. Un resultado común de esta literatura sería que la IED muestra una influencia positiva y significativa sobre el crecimiento, si bien este efecto sería más fuerte cuando los países receptores poseen una mínima capacidad de absorción, que permita canalizar los flujos de IED hacia un incremento del nivel de producción.

Sin embargo, la mayor parte de esta literatura suele utilizar datos de sección cruzada para un gran número de países lo que, dada la gran heterogeneidad de experiencias entre países, significaría englobar conjuntamente casos muy diferentes, por lo que un enfoque basado en el análisis de países específicos podría resultar más prometedor. Así pues, en este trabajo se analiza la relación entre IED y crecimiento para un país en particular, España, a lo largo del periodo 1964-2013. Durante estos años, la economía española experimentó un intenso proceso de crecimiento, para el cual resultó crucial la aportación de la IED, tanto a lo largo de los años 1960, como posteriormente a raíz de la integración en la actual Unión Europea (UE) en 1986, completado con las perspectivas acerca de la culminación del Mercado Único Europeo en 1992. Un estudio reciente y completo sobre la IED en la economía española se puede encontrar en las diferentes contribuciones incluidas en Myro (2014); y un panorama de las tendencias de la IED a partir de la integración en la UE se presenta en Bajo-Rubio y Torres (1992).

Marco teórico

Nuestro punto de partida es una sencilla función de producción incluyendo el capital humano (como en Mankiw, Romer y Weil, 1992), por simplicidad del tipo Cobb-Douglas:

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha} N_t^{\beta} H_t^{\gamma} \qquad (1)$$

donde Y, K, N y H denotan, respectivamente, producción, capital físico, trabajo y capital humano; y A es un índice del nivel de la tecnología. Tomando logaritmos:

$$LY_t = LA_t + \alpha\, LK_t + \beta\, LN_t + \gamma\, LH_t \qquad (2)$$

donde L denota el logaritmo natural.

¿Cómo entraría la IED en la ecuación anterior? A partir de la revisión de una serie de argumentos teóricos sobre la relación entre la IED, el crecimiento de la productividad y la innovación tecnológica realizada por la empresa multinacional, supondremos que el nivel de la tecnología A depende de su valor inicial, A_0, y del stock de capital extranjero, FK:

$$A_t = A_0 \, FK_t^{\theta} \tag{3}$$

donde aproximaremos FK por la suma acumulada de los flujos de IED; y, en logaritmos:

$$LA_t = LA_0 + \theta \, LFK_t \tag{4}$$

Finalmente, sustituyendo (4) en (2), obtenemos:

$$LY_t = LA_0 + \alpha \, LK_t + \beta \, LN_t + \gamma \, LH_t + \theta \, LFK_t \tag{5}$$

que será la ecuación a estimar.

Datos y resultados empíricos

Los datos utilizados son anuales para el periodo 1964-2013, y las variables y sus fuentes son:

- Producto Interior Bruto y su deflactor, millones de €. Fuente: Eurostat.
- Stock de capital físico: stock de capital neto, millones de €. Fuente: Fundación BBVA e Ivie (2019).
- Stock de capital humano: suma de la población empleada con educación media (secundaria) y dos niveles de educación superior (primer ciclo y segundo ciclo), miles de personas. Fuente: Mas et al. (2014).
- Población empleada total, miles de personas: Mas et al. (2014).
- Suma acumulada de los ingresos brutos por IED desde 1960, netos de pagos por desinversiones, millones de €. Fuente: Balanza de Pagos de España, elaborada por el Banco de España.

donde las variables en términos reales están valoradas a precios de 2015. La elección del periodo muestral se debe a las fuentes de los datos. En particular,

1964 es el primer año para el que se dispone de un sistema moderno y unificado de Cuentas Nacionales para la economía española; y 2013 es el último año para el que están disponibles los datos de capital humano de Mas et al. (2014).

Una vez examinadas las propiedades estadísticas de las series utilizadas en el análisis, que resultaron ser todas ellas integradas de orden uno (es decir, estacionarias en primeras diferencias), se procedió a estimar el modelo empírico dado por la ecuación (5), utilizando el método de mínimos cuadrados plenamente modificados (FM-OLS) de Phillips y Hansen (1990), donde la matriz de covarianzas se estimó usando el método de Newey y West (1987). Todos los coeficientes estimados resultaron ser de signo positivo y estadísticamente significativos; en particular, el stock de capital extranjero aparecía con un coeficiente cuantitativamente pequeño pero significativo. Finalmente, el contraste de Phillips y Ouliaris (1990) era favorable a la existencia de cointegración en la relación estimada.

A continuación, se calcularon las contribuciones de las diferentes variables explicativas (capital físico, trabajo, capital humano y capital extranjero) al crecimiento acumulado del PIB en el periodo de análisis, a partir del producto de los coeficientes estimados econométricamente por la tasa de crecimiento acumulado de cada variable. En primer lugar, nuestra ecuación estimada explicaba 2,72 puntos (el 93,6 por ciento) de los 2,91 puntos de crecimiento acumulado del PIB en el periodo. La fuente más importante del crecimiento habría sido el capital humano seguido por el capital físico, que explicaban 1,45 y 0,80 puntos del crecimiento acumulado del PIB (49,9 y 27,5 por ciento del total); mientras que el trabajo explicaba 0,08 puntos (2,6 por ciento del total). Finalmente, se obtenía una contribución relevante del capital extranjero al crecimiento acumulado del PIB en el periodo, de 0,39 puntos (13,6 por ciento del total).

Seguidamente, se contrastó la posible presencia de cambio estructural en la ecuación anteriormente estimada por medio de los contrastes de Bai y Perron (1998), obteniéndose dos rupturas de la relación en los años 1974 y 1984. Dichos cambios estructurales estarían asociados, respectivamente, con la primera crisis del petróleo, que significó un final abrupto del elevado crecimiento experimentado en los años 1960 y primeros 1970; y con los años de bajo crecimiento

que siguieron a la segunda crisis del petróleo, hasta que el elevado crecimiento pudo retornar después de la integración en la actual UE.

Así pues, se reestimó la ecuación (5) para los tres subperiodos delimitados por los cambios estructurales detectados por los contrastes de Bai y Perron: 1964-1973, 1974-1983 y 1984-2013; así como las correspondientes contribuciones al crecimiento. Nótese que los resultados de estas estimaciones deben tomarse con cuidado, dado el pequeño número de observaciones disponibles, especialmente para los dos primeros subperiodos; si bien los resultados para el tercer subperiodo eran similares a los obtenidos para el periodo completo. En cualquier caso, dadas unas tasas de crecimiento acumulado de 5,86, 1,33 y 2,30 para cada subperiodo, y centrándonos en nuestra variable de interés, el stock de capital extranjero, su contribución al crecimiento habría sido de 2,81, −0,14 y 0,16 puntos (48,6, −11,4 y 7,2 por ciento del total), respectivamente.

En otras palabras, el papel del capital extranjero habría sido mucho mayor entre 1964 y 1973 (un periodo en el que su tasa acumulada de crecimiento alcanzó el 18 por ciento), cayó a cifras negativas entre 1974 y 1983 (un periodo de crisis en el que su tasa acumulada de crecimiento fue de apenas un 1,5 por ciento), y volvió a ser positiva de nuevo entre 1984 y 2013 (cuando el crecimiento del stock de capital extranjero se reanudó a una tasa acumulada del 10,4 por ciento), si bien a un ritmo mucho más lento que el primer subperiodo. Estos resultados, por otra parte, venían confirmados por la estimación recursiva del coeficiente del stock de capital extranjero en la ecuación (5). Finalmente, y dada la posibilidad de una relación causal bidireccional entre IED y crecimiento económico, se realizaron contrastes de causalidad en el sentido de Granger (1988) para las variables PIB y stock de capital extranjero en un contexto multivariante, es decir, incluyendo las otras variables utilizadas en el análisis empírico (capital físico, trabajo y capital humano), con objeto de evitar posibles resultados espurios debido a la omisión de dichas variables. Resumiendo los resultados, se obtenía evidencia favorable a la causalidad en el sentido de Granger del capital extranjero al PIB en el largo plazo, pero no en el corto plazo; mientras que no se obtenía evidencia favorable a la causalidad en el sentido de Granger del PIB al capital extranjero ni en el largo plazo ni en el corto plazo.

Conclusiones

En este trabajo se han analizado los efectos de largo plazo de la IED en España, mediante la estimación de una función de producción incluyendo el stock de capital extranjero, para el periodo 1964-2013. Como principal resultado, se obtenía que el stock de capital extranjero habría explicado un 13,6 por ciento del crecimiento acumulado del PIB, mientras que el capital humano, el capital físico y el trabajo explicaban un 49,9, un 27,5 y un 2,6 por ciento, respectivamente, del crecimiento acumulado total del PIB en el periodo. A continuación, la ecuación anterior se reestimaba para los subperiodos 1964-1973, 1974-1983 y 1984-2013, delimitados por los resultados de los contrastes de cambio estructural de Bai y Perron, obteniéndose que la contribución del stock de capital extranjero al crecimiento acumulado del PIB habría sido mucho mayor entre 1964 y 1973, cayó a cifras negativas entre 1974 y 1983, y volvió a ser de nuevo positiva entre 1984 y 2013 pero a un ritmo muy inferior que en el primer subperiodo. Finalmente, dada la posibilidad de una relación causal bidireccional entre IED y crecimiento económico, se realizaron contrastes de causalidad en el sentido de Granger sobre las variables PIB y stock de capital extranjero en un contexto multivariante, obteniéndose causalidad en el sentido de Granger del capital extranjero al PIB en el largo plazo pero no en el corto plazo; mientras que en sentido contrario no se obtenía ni en el largo ni en el corto plazo.

En general, los resultados de este trabajo sugieren que el capital extranjero puede desempeñar un papel positivo en el crecimiento de una economía, siempre que los flujos de IED sean lo suficientemente estables y permanentes, si bien estos efectos favorables serían más importantes en las primeras etapas de un proceso de crecimiento. Y, en cualquier caso, a la hora de conseguir un mayor crecimiento del PIB, los países receptores de la IED deberían poseer una mínima capacidad de absorción de dichos flujos, en la forma de una fuerza de trabajo cualificada y de unas adecuadas estructuras organizativas; en otras palabras, la necesaria capacidad de absorción para poder incorporar de manera satisfactoria las tecnologías avanzadas normalmente asociadas con la IED.

Referencias

Bai, J. y Perron, P. (1998): "Estimating and testing linear models with multiple structural changes", *Econometrica*, 66, 47-78.

Bajo-Rubio, O. y Torres, A. (1992): "El comercio exterior y la inversión extranjera directa tras la integración de España en la CE (1986-90)", en Viñals, J. (ed.): *La economía española ante el Mercado Unico europeo. Las claves del proceso de integración*, Alianza, Madrid, 167-228.

Fundación BBVA e Ivie (2019): *El stock y los servicios del capital en España y su distribución territorial y sectorial (1964-2016)*; disponible en http://www.fbbva.es/TLFU/microsites/stock09/fbbva_stock08_index.html

Granger, C. W. J. (1988): "Some recent development in a concept of causality", *Journal of Econometrics*, 39, 199-211.

Mankiw, N. G., Romer, D. y Weil, D. N. (1992): "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-437.

Mas, M., Pérez, F., Serrano, L., Soler, A. y Uriel, E. (2014): *Capital humano en España y su distribución provincial*, Fundación Bancaja e Ivie, Valencia; disponible en http://www.ivie.es/es/banco/caphum/series.php.

Myro, R. (dir.) (2014): *España en la inversión directa internacional*, Instituto de Estudios Económicos, Madrid.

Newey, W. K. y West, K. D. (1987): "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, 55, 703-708.

Phillips, P. C. B. y Hansen, B. E. (1990): "Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes", *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.

Phillips, P. C. B. y Ouliaris, S. (1990): "Asymptotic properties of residual based tests for cointegration", *Econometrica*, 58, 165-193.

Cooperación para la innovación, ciclo económico y la empresa multinacional en España

Antonio García-Sánchez, Universidad de Sevilla.
Ruth Rama, IEGD Y CSIC.

Introducción

En las últimas décadas, los organismos internacionales y los Gobiernos han abogado por atraer inversiones extranjeras que puedan contribuir a una actualización tecnológica de los países anfitriones, especialmente si se trata de economías emergentes o países "intermedios", como España. (Guimón, 2011). La transferencia de tecnología es más factible cuando la empresa multinacional (EM) establece relaciones con sociedades y Universidades del país de acogida, que cuando sus subsidiarias se mantienen aisladas y verticalmente integradas (Rama, 2008). Una de las fórmulas de innovación abierta que parece ofrecer más posibilidades para la transferencia de tecnología es la cooperación para la innovación (Dhont-Peltrault & Pfister, 2011). En términos generales, la cooperación para la innovación (en adelante, cooperación) tiene efectos positivos sobre la capacidad para innovar de las empresas y puede llegar a mitigar los efectos negativos de las crisis sobre la inversión en I+D (D'Agostino & Moreno, 2018; Radicic et al., 2019). Sin embargo, muchas veces, la EM permanece aislada (Phelps, 1993). Algunos autores sugieren, inclusive, que podría ser incapaz de establecer redes de cooperación semejantes a las que ponen en práctica las empresas nacionales por disponer de escaso capital social en el país de acogida. Los trabajos que han puesto a prueba esa hipótesis ofrecen resultados divergentes.

Este trabajo analiza las pautas de cooperación de la EM en España comparándolas con las de diversos tipos de empresas nacionales y distinguiendo las colaboraciones con socios locales, del resto de la Unión Europea (UE) y de los Estados Unidos (EEUU). Una novedad de nuestro trabajo es que distingue entre las empresas nacionales a la empresa pública, una categoría que los estudios

sobre la cooperación de la subsidiaria extranjera no suelen incluir en la comparación. No obstante, en el caso de España, la empresa pública es un actor importante en sectores de alta/ media alta tecnología. Otra contribución del estudio es que consideramos en nuestro modelo econométrico al ciclo económico no sólo porque puede influir en las pautas de cooperación de las empresas (García-Sánchez & Rama, 2020), sino porque ha sido un factor decisivo para la economía española.

Revisión bibliográfica y preguntas de investigación

La teoría de redes puntualiza que la empresa recurre a la cooperación cuando se le presentan dificultades que no puede superar por sí misma (Miotti & Sachwald, 2003). La cooperación para la innovación puede resultar especialmente importante en los tiempos difíciles cuando, en ciertos países, como ha sucedido en España durante la crisis de 2008, numerosas empresas se han visto abocadas a cesar su inversión en I+D por la falta de crédito o la caída de la demanda (Cruz-Castro et al., 2018; Holl & Rama, 2016). Los análisis sobre la cooperación para la innovación durante los periodos de crisis son muy escasos, pero existen algunas excepciones. Analizando una muestra de empresas españolas, D'Agostino & Moreno (2018), observan que la cooperación para la innovación generó frutos más valiosos, innovaciones radicales, durante la crisis financiera de 2008 que en el período pre crisis y que esto ocurrió fuese cual fuese la localización del socio elegido por la empresa -- nacional o internacional. Por ello, concluyen que la cooperación para la innovación es una estrategia que ayuda a las empresas a salir adelante en tiempos turbulentos. Un trabajo sobre el sector español de las TICs observa que, durante la crisis de 2008, las filiales extranjeras demostraron mayor capacidad que las empresas nacionales para cooperar con socios locales, tal vez por su privilegiado acceso a la financiación internacional (García-Sánchez & Rama, 2020). En consecuencia, planteamos la siguiente pregunta de investigación:

P1. *¿El ciclo de negocios afecta la propensión de la empresa a cooperar a) localmente, b) con socios de la UE o c) con socios de los EEUU?*

Existen numerosos estudios sobre la cooperación para la innovación, la mayoría basados en el Community Innovation Survey (CIS) de la Unión Europea (UE) (Cassiman & Veugelers, 2002; Franco & Gussoni, 2014; López, 2008), pero muchos de ellos no tienen en consideración el origen del capital de la empresa.

Otros hacen caso omiso de la geografía de la cooperación, aunque en la actualidad se considera que conviene distinguir la cooperación local y la internacional porque obedecen a diferentes determinantes (Arvanitis & Bolli, 2013; Srholec, 2015). No obstante, los estudios que realizan esa distinción tampoco resultan concluyentes en cuanto a la propensión de las EM a cooperar. Analizando datos paneuropeos, Ebersberger et al. (2011) observan que la subsidiaria extranjera es más proclive a cooperar en I+D con socios internacionales y, al mismo tiempo, menos proclive a emprender colaboraciones con socios locales. Otro trabajo observa que las subsidiarias extranjeras propenden a cooperar para la innovación, y que lo hacen especialmente con socios internacionales localizados fuera del país de origen de la empresa, aunque existen diferencias importantes entre los países de la UE (Srholec, 2009). En el caso de España, un estudio observa que las MN son más proclives a cooperar localmente para la innovación que las empresas nacionales comparables, es decir los grupos de negocios nacionales (GNN), y menos propensas a cooperar internacionalmente que éstos, incluso cuando se tiene en consideración el tamaño de la firma y su status tecnológico (Holl & Rama, 2014). Hasta ahora, en los estudios sobre cooperación no se ha tenido en cuenta, que sepamos, a la empresa pública, aunque exista en paralelo una bibliografía relativamente abundante sobre la innovación en ese tipo de empresas (véase, por ej. Landoni, 2020). Esa es una contribución de nuestro trabajo. Por lo tanto, planteamos las siguientes preguntas de investigación:

P2. *¿Las subsidiarias extranjeras tienden a cooperar para la innovación con socios locales en mayor medida que los grupos nacionales?*

P3. *¿Las subsidiarias extranjeras tienden a cooperar para la innovación con socios de la UE en mayor medida que los grupos nacionales?*

P4. *¿Las subsidiarias extranjeras tienden a cooperar para la innovación con socios de los EEUU en mayor medida que los grupos nacionales?*

P5. *¿El origen del capital (extranjero, nacional privado o nacional público) está asociado a diversos comportamientos cooperativos?*

Metodología y fuentes

La información es proporcionada por la base de datos PITEC, una encuesta de innovación elaborada por el INE, similar al Community Innovation Survey (CIS) de la UE pero con la ventaja, respecto a ésta, de ofrecer datos de panel, lo que

permite el seguimiento de la empresa a lo largo de diversas fases del ciclo económico. En este trabajo utilizamos datos de panel balanceados. Distinguimos tres modelos según la localización geográfica del socio: España, el resto de la UE y los EEUU. Las tres variables dependientes son: *nac_partners, EU_partners* y *USA_partners*. Se trata, en los tres casos, de colaboraciones externas a la propia empresa o al grupo de negocios. A efectos de responder a *P1*, nuestra variable independiente de interés es ciclo que asume dos valores: *crisis financiera 2008* y *recuperación*. El período de pre-crisis es utilizado como base de comparación de los dos períodos subsiguientes. Definimos los tres períodos siguiendo criterios de estudios previos sobre el caso español (Zouaghi et al., 2018): un período de pre-crisis caracterizado por altas tasas de crecimiento de la economía española (2004-2007), un período de crisis (2008-2013) y un periodo de recuperación (2014-2016). Para contestar a las *P2, P3, P4* y *P5* nuestra variable independiente es *clase de empresa*, con los valores *pública, independiente y multinacional*. La clase de empresa de base es el GNN. Los primeros estudios sobre cooperación e inversión extranjera no tenían en cuenta la heterogeneidad de las empresas nacionales. Pero gradualmente se han ido distinguiendo diversas clases de firmas nacionales, pues el comportamiento cooperativo de éstas varía si se considera la pertenencia a un grupo, la multinacionalidad o la afiliación a redes de cooperación extranjeras (Cozza et al, 2018; Holl & Rama, 2014, 2019).

Siguiendo estudios previos (Ahuja & Katila, 2004; García Sánchez et al., 2016; Holl & Rama, 2014), los modelos incluyen también diversas variables de control, en particular las que indican la capacidad de innovar de la empresa en comparación con la compañía promedio que opera en su industria a dos dígitos; las fuentes de conocimientos que utiliza para la innovación y las dificultades a las que se enfrenta para realizarla. Además, tomamos en consideración el tamaño de la empresa, sus mercados y la industria donde opera (definiciones de las variables en el Anexo 1).

Estadísticas descriptivas

La muestra consta de 25.144 observaciones de empresas continuas a lo largo del periodo; se han excluido aquellas que comienzan su actividad después de 2003. Las empresas públicas son las menos numerosas. En términos del personal en I+D cada 1.000 trabajadores, las EM muestran los niveles más bajos (79)

de la muestra. El porcentaje de empresas que cooperan para la innovación con socios localizados en España aumenta del 29% del total en el período pre crisis, al 38% durante el período de la crisis y al 41% durante la recuperación. En resumen, la probabilidad de que la empresa coopere para la innovación con socios localizados en España parece crecer a lo largo del ciclo de negocios.

Resultados del análisis econométrico y debate

Implementamos un análisis econométrico para estudiar los factores significativamente correlacionados con la probabilidad de que las empresas cooperen para innovar. Realizamos una estrategia iterativa de modelos logit con datos de panel, analizando la probabilidad de cooperar con socios nacionales, de países de la UE y, finalmente, de Estados Unidos. Previamente depuramos la muestra para tener un panel equilibrado y eliminamos las empresas con incidencias por cambio en el tipo de empresa declarado, en el sector de actividad, entre otras. Para aislar el efecto tendencia se ha incorporado el carácter continuo en la cooperación con los distintos tipos de socios desde los dos años anteriores al de la encuesta (D'Agostino & Moreno, 2018; García-Sánchez & Rama, 2020), mientras que en el ámbito geográfico del mercado clasificamos a las empresas de manera incremental, desde aquellas que sólo acceden al mercado local o regional, las que acceden también al nacional, al europeo y al internacional (fuera de la UE), tomando como categoría de referencia el mercado nacional. Las variables de intensidad están referidas al promedio de la industria a dos dígitos en la que opera la empresa (dumies que toman valor 1 en caso de ser superior y 0 en el contrario), mientras que las variables construidas a partir de escalas Likert (alta / media / baja / no aplicable) se han construido dumies que toman valor 1 cuando las empresas declaran importancia o relevancia alta y 0 en caso contrario. Puede verse una descripción de todas las variables en el Anexo 1.

La crisis de 2008 tuvo un efecto negativo sobre la propensión de las empresas a cooperar, local o internacionalmente. La variable *crisis* tiene un coeficiente negativo y estadísticamente significativo en los tres tipos de colaboración. Durante la recuperación, las pautas de cooperación vuelven al estado anterior a la crisis. Las estadísticas descriptivas no tenían en cuenta la incidencia de las variables que indican la persistencia de la innovación en los tres tipos de colaboraciones, por eso parecían mostrar una tendencia ascendente. Pero ésta última no obedece a una reacción al ciclo económico sino a la adquisición de experiencia

colaborativa por parte de la firma a lo largo del tiempo, lo que confirma la tesis de otros autores sobre la importancia de la práctica (Belderbos et al., 2015; García-Sánchez & Rama, 2020). Este resultado parece desmentir los postulados de la teoría de redes que propone que las dificultades, como las que se le presentaron a muchísimas empresas españolas durante la crisis de 2008, inducen a la empresa a cooperar (Miotti & Sachwald, 2003). En resumen, la propensión a cooperar aparece negativamente afectada en las fases bajas del ciclo económico (*P1*).

Los coeficientes de *multinacional* son negativos y no significativos respecto a las dos formas de cooperación internacional. En cuanto a la cooperación local, el coeficiente de *multinacional* es también negativo, aunque sólo tangencialmente significativo. En resumen, el comportamiento cooperativo de la EM no difiere significativamente del de los GNN en ninguno de los tres casos (esto responde las *P2, P3* y *P4*). Las empresas independientes tienen claramente menor propensión que los GNN a cooperar internacionalmente ya que los coeficientes de *independiente* son negativos y estadísticamente significativos en lo que se refiere a las colaboraciones con socios de la UE y los EEUU; el coeficiente de dicha variable es negativo aunque sólo tangencialmente significativo en lo referente a las colaboraciones locales. El coeficiente de *pública* es positivo y estadísticamente significativo respecto a las colaboraciones con socios localizados en España o el resto de la Unión Europea. La empresa pública exhibe mayor propensión a colaborar con ese tipo de socios que los GNN. La variable tiene un coeficiente negativo pero no significativo respecto a las colaboraciones con socios ubicados en los EEUU. La empresa independiente nacional tiene menor propensión a cooperar que el GNN, mientras que la empresa pública es más proclive a cooperar que este último. Estos resultados responden a *P5*.

El resultado respecto a la empresa independiente confirma los de estudios previos sobre España y otros países europeos. La pertenencia a un grupo es un factor que, de alguna manera, puede propiciar la tendencia a cooperar y nuestros resultados confirman esa tesis (Molero & Heijs, 2002). El resultado referente a la empresa pública es el más interesante de nuestro trabajo pues se trata de un protagonista importante de la economía española, a la vez que es un tipo de compañía soslayado en los estudios sobre cooperación para la I+D en la MN *versus* la firma nacional. Nuestros resultados confirman los de diversos estudios de caso respecto a las colaboraciones de la empresa pública española que señalan su pertenencia a redes de innovadores locales e internacionales, inclu-

yendo los programas de la UE (Calvo et al., 2019; Rama & Ferguson, 2007; Sanz Menéndez et al., 1999). Además, nuestro estudio aporta el análisis cuantitativo de una muestra significativa de sociedades localizadas en España y la comparación con otro tipo de empresas, en particular la EM.

Corroborando estudios previos, las empresas de mayor tamaño son las más propensas a cooperar en todos los ámbitos. Las más intensivas en términos de innovación que la industria a dos dígitos en la operan también son más proclives, sea cual fuere al ámbito geográfico de la cooperación. Las dificultades altas en términos de conocimientos estimulan la cooperación, corroborando la teoría de redes (Miotti & Sachwald, 2003). Inversamente, las empresas que tienen menos dificultades relativas al mercado, tienden a cooperar en el ámbito local, apoyando los resultados de un estudio previo (García Sánchez, J. Molero, & Rama, 2016) y las teorías schumpeterianas sobre los monopolios y la propensión a innovar. Curiosamente, las dificultades económicas parecen limitar la cooperación sólo en lo referente a la realizada con socios de los EEUU pero la variable *a_difeco* tiene, en ese caso, un coeficiente negativo apenas tangencialmente significativo. En los demás casos, no parece tener influencia, lo que constituye un resultado contra-intuitivo. El sector económico más propensos a la cooperación, sea cual fuere el ámbito territorial, son los KIBS.

Conclusiones

Aunque la cooperación para la innovación sea una estrategia que puede ayudar a las empresas a salir adelante en tiempos turbulentos (D'Agostino & Moreno, 2018), en España no son muchas las firmas que la han utilizado durante la crisis de 2008. La crisis influyó negativamente sobre la propensión a cooperar. El origen extranjero del capital parece tener un efecto neutro sobre ésta, al menos en comparación con los grupos nacionales de negocios. En otras palabras, el comportamiento cooperativo de la empresa multinacional tiende a asemejarse al de los grupos nacionales de negocios. No obstante, ello no significa que el origen del capital sea neutro en todos los casos. La empresa multinacional tiende a cooperar más que la empresa nacional independiente y menos que la empresa pública, sea cual fuere el ámbito geográfico donde se localiza el socio. Estos hallazgos ponen una nota de realismo respecto a las políticas de atracción de inversión extranjera directa para promover transferencias de tecnología (Guimón, 2011), especialmente cuando éstas son a cualquier precio, ya que otros tipos

de empresas pueden tener igual o superior probabilidad de transferir conocimientos localmente y de conectarse con redes internacionales de innovadores.

Bibliografía

Ahuja, G., & Katila, R.2004 Where do resources come from? The role of idiosyncratic situations. *Strategic Management Journal*, 25(89): 887–907.

Arvanitis, S., & Bolli, T.2013 A Comparison of National and International Innovation Cooperation in Five European Countries. *Review of Industrial Organization*, 43(3): 163–191.

Belderbos, R., Carree, M., Lokshin, B., & Fernández Sastre, J.2015 Inter-temporal patterns of R&D collaboration and innovative performance. *Journal of Technology Transfer,* 40(1): 123–137.

Calvo, A.,.2019 Consolidation and rationalization of the public companies in Spain: the information and communicati. *International Business Review,* 4(1): 142–179.

Cassiman, B., & Veugelers, R.2002 R&D cooperation and spillovers: Some empirical evidence from Belgium. *American Economic Review*, 92(4): 1169–1184.

Cozza, C., Perani, G., & Zanfei, A.2018 Multinationals and R&D cooperation: empirical evidence from the Italian R&D survey. *Economia Politica*, 35(2): 601–621.

Cruz-Castro, L., Holl, A., Rama, R., & Sanz-Menéndez, L.2018 Economic crisis and company R&D in Spain: do regional and policy factors matter? *Industry and Innovation*, 25(8): 729–751.

D'Agostino, L. M., & Moreno, R.2018 Exploration during turbulent times: An analysis of the relation between cooperation in innovation activities and radical innovation performance during the economic crisis. *Industrial and Corporate Change,* 27(2): 387–412.

Dhont-Peltrault, E., & Pfister, E.2011 R&D cooperation versus R&D subcontracting: Empirical evidence from french survey data. *Economics of Innovation and New Technology,* 20(4): 309–341.

Ebersberger, B., Herstad, S. J., Iversen, E., Kirner, E., & Som, O.2011 Open Innovation in Europe: effects, determinants and policy. Brussels.

Franco, C., & Gussoni, M.2014 The role of firm and national level factors in fostering R&D cooperation: a cross country comparison. *Journal of Technology Transfer,* 39(6): 945–976.

García-Sánchez, A., & Rama, R.2020 Foreign ownership and domestic cooperation for innovation during good and harsh economic times. *Int. J. Multinational Corporation Strategy*, 3(1): 4–25.

García Sánchez, A., Molero, J., & Rama, R.2016 Are "the best" foreign subsidiaries cooperating for innovation with local partners? The case of an intermediate country. *Science and Public Policy,* 43(4): 532–545.

García Sánchez, A., Molero, J., & Rama, R.2016 Local cooperation for innovation: food and beverage multinationals in a peripheral European country. *Int. J. Multinational Corporation Strategy,* 1(2): 107–132.

Guimón, J.2011 Policies to benefit from the globalization of corporate R&D: An exploratory study for EU countries. *Technovation*, 31(2–3): 77–86.

Holl, A., & Rama, R.2014 Foreign Subsidiaries and Technology Sourcing in Spain. *Industry and Innovation*, 21(1): 43–64.

Holl, A., & Rama, R.2016 Persistence of innovative activities in times of crisis: the case of the Basque Country. *European Planning Studies*, 24(10): 1863–1883.

Holl, A., & Rama, R.2019 Local cooperation for innovation in ICT - Domestic groups with collaborations for innovation abroad and foreign subsidiaries. *Science and Public Policy*, 46(4): 599–610.

Landoni, M.2020 Knowledge creation in state-owned enterprises. *Structural Change and Economic Dynamics*, 53: 77–85.

López, A.2008 Determinants of R&D cooperation: Evidence from Spanish manufacturing firms. *International Journal of Industrial Organization*, 26(1): 113–136.

Miotti, L., & Sachwald, F.2003 Co-operative R&D: Why and with whom? An integrated framework of analysis. *Research Policy*, 32(8): 1481–1499.

Phelps, N. A.1993 Branch Plants and the Evolving Spatial Division of Labour: A Study of Material Linkage Change in the Northern Region of England. *Regional Studies*, 27(2): 87–101.

Radicic, D., Douglas, D., Pugh, G., & Jackson, I.2019 Cooperation for innovation and its impact on technological and non technological innovation: empirical evidence for European SMEs in traditional manufacturing industries. *International Journal of Innovation Management*, 23(5).

Rama, R.2008 Foreign investment innovation: A review of selected policies. *Journal of Technology Transfer,* 33(4): 353–363.

Rama, R., & Ferguson, D.2007 Emerging districts facing structural reform: The Madrid electronics district and the reshaping of the Spanish telecom monopoly. *Environment and Planning A*, 39(9).

Sanz Menéndez, L., Fernández Carro, J. R., & García, C. E.1999 Centralidad y cohesión en las redes de colaboración empresarial en la I+D subsidiada. *Papeles de Economía Española*.

Srholec, M.2009 Does foreign ownership facilitate cooperation on innovation? Firm-level evidence from the enlarged European Union. *European Journal of Development Research*, 21(1): 47–62.

Srholec, M.2015 Understanding the diversity of cooperation on innovation across countries: multilevel evidence from Europe. *Economics of Innovation and New Technology,* 24(1–2): 159–182.

Zouaghi, F., Sánchez, M., & Martínez, M. G.2018 Did the global financial crisis impact firms' innovation performance? The role of internal and external knowledge capabilities in high and low tech industries. *Technological Forecasting and Social Change*, 132(February): 92–104.

Anexo 1. Definición de las variables

lcifra	Logaritmo de la cifra de ventas
i_newmer	empresa intensiva en novedades para el mercado como % de cifra de ventas (versus su industria a dos dígitos)
i_newemp	empresa intensiva en novedades para la empresa como % de cifra de ventas (versus su industria a dos dígitos)
International	empresa activa en los mercados fuera de la UE, AELC, candidatos a la UE
UE	empresa activa en los mercados de la UE, AELC, candidatos a la UE
Local/regional	empresa activa sólo en mercados locales/autonómicos
i_gintid	empresa intensiva en esfuerzo en gastos de I+D interna % de cifra de ventas (versus su industria a dos dígitos)
i_gextid	empresa intensiva en esfuerzo en gastos de I+D externa % de cifra de ventas (versus su industria a dos dígitos)
i_ginnotro	empresa intensiva en esfuerzo en otros gastos de innovación % de cifra de ventas (versus su industria a dos dígitos)
i_pidt	empresa intensiva en esfuerzo en personal de I+D (versus su industria a dos dígitos)
I_fpropmix	empresa intensiva en fondos propios/I+D (versus su industria a dos dígitos)
a_fuentein	empresa "alta relevancia" en fuentes internas de la información
a_fuentetec	empresa "alta relevancia" en información OPI/CC, tecnol priv
a_fuentedivul	empresas "alta relevancia" información fuentes divulgativas
a_fuentecvcomp	empresa "alta relevancia" en información cadena de valor y competidores
a_difconoc	empresa "alta relevancia" en dificultades acceso conocimiento
a_difeco	empresa "alta relevancia" en dificultades económicas
a_difcomp	empresa "alta relevancia" en dificultades competitivas
a_difmer	empresa "alta relevancia" en dificultades de mercado
ciclo	pre crisis (2004-2007), crisis (2008-2013), recuperación (2014-2016)
clase	clase de empresa: pública, individual nacional, multinacional, grupo nacional
coopcontNACnog	cooperación continua local (fuera de la empresa/ grupo)
coopcontUEnog	cooperación continua UE (fuera de la empresa/ grupo)
coopcontUSAnog	cooperación continua EEUU (fuera de la empresa/ grupo)

Tabla 1

Determinantes de la cooperación para innovar fuera de la empresa/grupo (con socios localizados en España, la UE o EEUU)

	NAC partners Coef./se	UE partners Coef./se	USA partners Coef./se
main			
lcifra	0.27277*** (0.030)	0.41834*** (0.045)	0.32949*** (0.081)
i_newmer	0.32039*** (0.067)	0.33373*** (0.091)	0.56161*** (0.170)
i_newemp	0.11122+ (0.060)	0.13681 (0.085)	0.24567 (0.165)
local/regional	-0.47320** (0.166)	-0.20012 (0.292)	0.56562 (0.521)
UE	-0.08002 (0.112)	0.66812*** (0.187)	0.60372+ (0.349)
intrnational(outside UE)	0.04148 (0.106)	0.88761*** (0.174)	0.64421+ (0.329)
coopcontNACnog	1.97073*** (0.068)	0.71896*** (0.091)	0.79447*** (0.192)
coopcontUEnog	0.55166*** (0.125)	1.72303*** (0.114)	0.27397 (0.216)
coopcontUSAnog	0.21647 (0.272)	0.51214* (0.244)	2.24975*** (0.234)
i_gintid_esf	0.41058*** (0.077)	0.31657** (0.108)	0.52043* (0.207)
i_gextid_esf	0.73691*** (0.068)	0.39381*** (0.094)	0.32286+ (0.181)
i_ginnotro_esf	0.31095*** (0.060)	0.43578*** (0.085)	0.29417+ (0.161)
i_pidt_pw	0.54247*** (0.078)	0.45459*** (0.109)	0.31869 (0.205)
i_fpropmix_pc	-0.40375*** (0.064)	-0.16896+ (0.088)	-0.23324 (0.171)
a_fuentein	0.31664*** (0.059)	0.49299*** (0.092)	0.81427*** (0.201)
a_fuentetec	0.90996*** (0.135)	0.72525*** (0.159)	0.44117 (0.286)
a_fuentedivul	0.23217* (0.116)	0.19650 (0.154)	0.07584 (0.298)
a_fuentevcsec	0.25644** (0.080)	0.39165*** (0.105)	0.69931*** (0.193)
a_difconoc	0.38763** (0.128)	0.54887** (0.189)	0.01397 (0.475)

a_difeco	0.04927 (0.068)	-0.07560 (0.099)	-0.34898+ (0.207)
a_difcomp	0.03393 (0.071)	0.11073 (0.101)	0.28505 (0.196)
a_difmer	-0.67019*** (0.193)	-0.40009 (0.338)	-0.62184 (0.733)
crisis financiera 2008-2013	-0.25069*** (0.057)	-0.19830* (0.085)	-0.65108*** (0.165)
periodo recuperación 2014->	-0.01710 (0.068)	0.10264 (0.098)	-0.20018 (0.188)
pública	0.90586*** (0.274)	1.20110** (0.400)	-0.51143 (0.754)
independiente	-0.22287+ (0.118)	-0.73425*** (0.183)	-1.07244** (0.371)
multinacional	-0.26514+ (0.138)	-0.07120 (0.197)	-0.05207 (0.366)
Agricultura	0.65552+ (0.393)	-0.16631 (0.632)	1.10011 (1.098)
Dinámicas	0.02353 (0.141)	-0.16811 (0.210)	0.33185 (0.412)
Retirada	-0.25198 (0.253)	-0.44429 (0.387)	-0.64936 (0.876)
Retos(lost.opp.)	-0.04909 (0.139)	0.06183 (0.205)	0.35611 (0.410)
Distribución(agua, gas, electricid	0.58890+ (0.354)	0.41218 (0.497)	1.32727 (0.859)
Construcción	0.49426+ (0.261)	-0.28178 (0.385)	-0.61932 (0.812)
KIBS	0.80868*** (0.162)	0.71501** (0.240)	1.52008*** (0.434)
Otros servicios	-0.22440 (0.151)	-1.15169*** (0.254)	-0.07398 (0.475)
Constant	-6.73004*** (0.561)	-12.13800*** (0.864)	-14.02804*** (1.617)
/			
lnsig2u	0.66868*** (0.081)	1.23956*** (0.098)	1.84480*** (0.172)
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000
N. of cases	16495	16495	16495
sigma_u	1.39702	1.85852	2.51532
rho	0.37235	0.51218	0.65790

Fuente: Elaboración propia don datos de PITEC, INE
+ p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Política comercial (II)

Importaciones de inputs intermedios y exportaciones: el caso de Colombia

Juan A. Sanchis, Universitat de València.
Juan A. Mañez, Universitat de València.
Andrés Mauricio Gómez, Universidad del Cauca.

Resumen

Este artículo analiza las relaciones dinámicas entre las decisiones empresariales de exportación (del bien final de la empresa) e importación de inputs intermedios para una muestra de empresas manufactureras de Colombia, una economía emergente. Nos centramos especialmente en la identificación de los efectos directos e indirectos de la experiencia pasada de exportación/importación de inputs intermedios sobre la probabilidad de exportar e importar productos intermedios. Adicionalmente, identificamos y cuantificamos el impacto de los costes irrecuperables y del aprendizaje en la explicación de la persistencia de las exportaciones e importaciones de inputs intermedios.

Introducción

En 2018, las importaciones de inputs intermedios representaron casi el 61% de los bienes y servicios importados tanto por los países de la OCDE como por la UE-28, y lo que es más importante, representaron una importante parte de sus exportaciones. Así, la OCDE estima que, en 2016, una cuarta parte del valor de las exportaciones de los países de la OCDE y alrededor del 28% del valor de las exportaciones de los países de la UE-28 correspondía a inputs intermedios importados. Esta evidencia muestra que, en las economías occidentales, las exportaciones y las importaciones siguen trayectorias similares a lo largo del tiem-

po. Curiosamente, este fenómeno no es exclusivo de los países desarrollados. La evolución en el tiempo tanto de las exportaciones como de las importaciones de inputs intermedios en la industria manufacturera colombiana ha sido bastante similar desde el comienzo del nuevo milenio. Tanto las expansiones como las contracciones de las exportaciones e importaciones de inputs intermedios muestran tasas de crecimiento similares y un alto grado de sincronía.

Este comportamiento similar de las importaciones de inputs intermedios y exportaciones sugiere que las decisiones empresariales de exportar (el producto final de la empresa) e importar inputs intermedios están estrechamente relacionadas[1]. Así, el objetivo de este trabajo es analizar las relaciones dinámicas entre la decisión de exportar y la decisión de importar inputs intermedios para el caso de un país emergente como Colombia.

Modelo empírico y datos

Con el objetivo de explorar las posibles relaciones dinámicas entre las decisiones empresariales de exportar (el producto final de la empresa) e importar bienes intermedios estimamos un modelo probit bivariante dinámico compuesto por dos ecuaciones que modelizan la decisión de exportar y la decisión de importar inputs intermedios. Este modelo nos va a permitir captar tanto los efectos directos de las decisiones de exportar/importar como los posibles efectos indirectos de la experiencia exportadora/importadora sobre la probabilidad de importar inputs intermedios y exportar que se canalizan a través de posibles incrementos de la productividad.

En nuestro modelo, el *efecto directo-propio de exportar* capta el efecto que la experiencia exportadora acumulada hasta $t-1$ puede tener sobre la decisión de exportar en el periodo t. El efecto directo-propio se compone del efecto costes irrecuperables y del efecto aprendizaje sobre la demanda externa. Por lo que respecta al efecto costes irrecuperables, es necesario tener en cuenta que la existencia de costes irrecuperables ligados a las actividades de exportación implica que las decisiones corrientes sobre si exportar o no vienen condicionadas por las decisiones pasadas (Roberts y Tybout, 1997). Por lo que respecta al efecto aprendizaje sobre la demanda externa, exportar de forma continuada

1 A lo largo de este capítulo cuando se habla de exportaciones nos referimos a exportaciones del producto final de la empresa (que puede ser un input intermedio o un producto destinado al consumo final). Cuando se habla de importaciones se hace referencia exclusivamente a las importaciones de inputs intermedios.

reduce la incertidumbre sobre la demanda internacional a la que tienen que enfrentarse las empresas cuando comienzan a exportar, lo que facilita que las empresas continúen exportando (Timoshenko, 2015).

Análogamente, el *efecto directo-propio de importar* capta el impacto que la experiencia importando inputs intermedios adquirida hasta *t* -1 puede tener sobre la probabilidad de importar inputs intermedios en el período *t*. El *efecto directo-propio de importar* se descompone en el efecto costes irrecuperables de importación y el efecto aprendizaje sobre la oferta de importaciones de inputs intermedios. Tal y como ocurre con las actividades de exportación, las actividades de importación también están sujetas a costes irrecuperables y, por lo tanto, pueden originar persistencia importando. En cuanto al efecto aprendizaje sobre la oferta internacional de inputs intermedios, la experiencia importadora contribuye a reducir la incertidumbre sobre precio y calidad de los inputs intermedios importados, lo que contribuye a que las empresas continúen importando.

En nuestro modelo también queremos tener en cuenta el efecto que la experiencia exportadora acumulada hasta *t* -1 puede tener sobre la probabilidad de importar en t (*efecto directo-cruzado de exportar*) y el efecto que la experiencia importadora acumulada hasta *t* – 1 puede tener sobre la probabilidad de exportar (*efecto directo-cruzado de importar*). El análisis de los *efectos directos-cruzados* viene motivado por el hecho de que las decisiones pasadas de importación (exportación) pueden tener un impacto sobre los beneficios asociados a las decisiones corrientes de exportar (importar).

La necesidad de considerar los efectos indirectos de exportar y de importar se deriva de la posibilidad de que la experiencia exportadora/importadora de la empresa adquirida hasta *t* - 1 pueda tener un impacto positivo sobre la productividad total de los factores (PTF, en adelante) en t -1, y que esta mejora de la productividad en t -1 aumente la probabilidad de exportar/importar en *t*.

Siguiendo a Kasahara y Rodrigue (2008) suponemos que la experiencia importadora adquirida por la empresa hasta *t* – 1 puede tener tanto un efecto estático como un efecto dinámico sobre la PTF. Por lo que respecta al efecto estático, los importadores de bienes intermedios tienen acceso a una mayor variedad de inputs intermedios y a inputs de mayor calidad (especialmente en el caso de un país emergente como Colombia), lo que implica que podrían ser capaces de incrementar el valor de su producción para un nivel de gasto determinado en inputs intermedios (en nuestro modelo, el efecto estático implica que importar

inputs intermedios en *t* - 1 tiene un impacto inmediato sobre la PTF en *t* – 1). La existencia de un efecto dinámico se desprende de los procesos dinámicos de *learning-by-importing* (LBI, en adelante) que caracterizan la adquisición de experiencia importando inputs intermedios. Un ejemplo serían los efectos spillover tecnológicos dinámicos resultantes de la interacción con proveedores internacionales cuyos productos incorporan mejoras tecnológicas. En nuestro modelo, la existencia de efectos dinámicos implica que la experiencia importadora acumulada hasta *t* -2 tiene un impacto positivo sobre la PTF en *t* -1.

A diferencia de la experiencia importadora, siguiendo a DeLoecker (2007, 2013) suponemos que el efecto de la experiencia exportadora sobre la PTF, asociado a procesos de *learning-by-exporting* (LBE, en adelante), es exclusivamente dinámico. En nuestro modelo, la existencia de un efecto dinámico (ligado a procesos de LBE) implica que la experiencia exportadora adquirida hasta *t* -2 tiene un efecto positivo sobre la PTF en *t* -1.

Nuestra estimación de la PTF, es una versión modificada de los métodos de función de control que permite acomodar tanto los efectos estáticos y dinámicos asociados a importar inputs intermedios como los dinámicos asociados a exportar. Una vez hayamos comprobado la existencia de efectos positivos de exportar y/o importar bienes intermedios sobre la productividad, el siguiente caso es analizar en nuestro modelo probit bivariante si son aquellas empresas más productivas en *t* -1 las que muestran una mayor probabilidad de exportar (autoselección para exportar) y/o importar (autoselección para importar) en *t*.

Nuestro modelo probit bivariante dinámico se estima usando una muestra representativa de las empresas manufactureras colombianas de más de 10 trabajadores extraída de la Encuesta Anual Manufacturera de Colombia para el período 2007-2016.

Resultados

Los resultados obtenidos confirman la existencia tanto de efectos propios y cruzados directos de exportar y de importar. Aproximadamente, el 75% del *efecto directo-propio de exportar* se puede atribuir al efecto costes irrecuperables y el 25% restante al efecto aprendizaje sobre la demanda externa. En el caso del *efecto directo-propio de importar,* el 70% se puede atribuir al efecto costes irrecuperables y el 30% al efecto aprendizaje sobre la oferta de importaciones.

Así pues, nuestros resultados sugieren que las posibilidades de aprendizaje son mayores en la importación de inputs intermedios que en la exportación.

Por lo que respecta a los *efectos cruzados-directos de exportar y de importar,* nuestros resultados sugieren que la experiencia exportadora pasada tiene un impacto positivo sobre la probabilidad de importar, y que la experiencia importadora pasada tiene un impacto positivo sobre la probabilidad de exportar.

En cuanto a los *efectos indirectos*, los resultados de nuestras estimaciones sugieren la existencia de un efecto estático de importar inputs intermedios sobre la PTF. Así, en media, importar inputs intermedios incrementa contemporáneamente la PTF un 22%. Del mismo modo, sugieren la existencia de un impacto dinámico de la experiencia exportando e importando inputs intermedios sobre la productividad. Esto puede ser interpretado como evidencia en favor de la existencia de procesos de LBI y LBE. Nuestras estimaciones también sugieren que son aquellas empresas más productivas en *t*-1 las que se seleccionan para exportar e importar en *t*, lo que puede ser considerado evidencia en favor de procesos de autoselección para exportar e importar. La consideración conjunta del impacto positivo de importar inputs intermedios y exportar sobre la PTF, y de esta sobre la probabilidad de exportar sugiere la existencia tanto de efectos indirectos propios como cruzados de exportar e importar.

Conclusiones

Nuestros resultados podrían ser muy relevantes en el diseño de políticas económicas para un país emergente como Colombia. En primer lugar, revelan que tanto la exportación como la importación de inputs intermedios contribuyen a aumentar la productividad. Así, las medidas de políticas económica deben dirigirse a facilitar que las empresas exporten y evitar medidas proteccionistas que dificulten las importaciones de inputs intermedios. Es muy probable que un país emergente como Colombia se pueda beneficiar de las importaciones de inputs intermedios de alta calidad que incorporan tecnología extranjera. Además, nuestros resultados muestran que la importación de inputs intermedios aumenta la probabilidad de exportar y, por lo tanto, la disponibilidad de estos inputs podrían ser un elemento crucial para la competitividad internacional de las empresas.

Bibliografía

De Loecker, J. (2007). Do exports generate higher productivity? evidence from Slovenia. *Journal of International Economics*, 73(1), pp. 69–98.

De Loecker, J. (2013). Detecting learning by exporting. *American Economic Journal Microeconomics*, 5(3), pp. 1–21.

Kasahara, H. and Rodrigue, J. (2008). Does the use of imported intermediates increase productivity? plant-level evidence. *Journal of Development Economics,* 87(1), pp. 106–118.

Roberts, M. J. and Tybout, J. R. (1997). The decision to export in colombia: An empirical model of entry with sunk costs. *American Economic Review,* 87 (4), pp. 45–564.

Timoshenko, O. A. (2015a). Learning versus sunk costs explanations of export persistence. *European Economic Review,* 79, pp. 113–128.

Structural gravity and trade agreements: does the measurement of domestic trade matter?

Rodolfo G. Campos, Banco de España.
Jacopo Timini, Banco de España.
Elena Vidal, Banco de España.[1]

Resumen

La teoría económica sugiere incluir el comercio doméstico al estimar un modelo de gravedad estructural, ya que permite identificar parámetros que de otra manera no podrían ser estimados. Sin embargo, el comercio interno muy a menudo no es una estadística directamente disponible y puede estimarse de diferentes maneras. ¿La elección del método tiene relevancia para los resultados de los modelos de gravedad? En este trabajo comparamos los tres enfoques más comunes y demostramos que no implican diferencias en las estimaciones de los parámetros propios de los modelos de gravedad.

Introducción

Los modelos de gravedad son una de las herramientas más utilizadas para analizar los efectos de las políticas comerciales. La literatura más reciente señala la importancia de añadir el comercio doméstico, y no solo el comercio internacional, a la hora de estimarlos (Yotov et al., 2016; Yotov, 2021). Las ventajas de tenerlo en consideración son diversas. Por ejemplo, permite detectar el efecto de desviación del comercio doméstico hacia el internacional producido por un acuerdo comercial. También permite identificar y estimar los efectos de las políticas comerciales no discriminatorias, como los aranceles de nación más favorecida (NMF). Además, la inclusión del comercio doméstico es necesaria para el

1 Las opiniones e ideas expresadas en este documento son las de los autores y, por lo tanto, no reflejan necesariamente las del Banco de España o el Eurosistema

cálculo de las ganancias derivadas del comercio por país, utilizando la fórmula de Arkolakis et al. (2012).

Puesto que no existen estadísticas comparables a nivel global sobre el comercio doméstico, los investigadores se ven obligados a elegir entre distintos métodos de cálculo. El primero consiste en calcular el comercio doméstico como la diferencia entre el PIB y las exportaciones brutas totales (este método ha sido utilizado, p. ej., por Yotov 2012; El Dahrawy Sanchez-Albornoz y Timini, 2021; Timini and Viani, 2020). En el segundo, el comercio doméstico se obtiene restando las exportaciones totales de la producción bruta total (p.ej.: Baier et al., 2019; Larch et al., 2019; Borchert et al., 2020; Felbermayr et al., 2020; Timini et al., 2020). En el tercero, se extraen los datos de ventas nacionales de las tablas input-output (p.ej.: Larch et al., 2018; Felbermayr et al., 2018; Felbermayr and Steininger, 2019).

En este trabajo averiguamos si el método de cálculo elegido condiciona la estimación de parámetros relacionados con la política comercial en un modelo típico de gravedad estructural.

Metodología y bases de datos

Para responder a nuestra pregunta de investigación, estimamos una ecuación de gravedad estructural estándar, estimada a través del estimador PPML:

$$X_{ijt} = exp(\delta_{it} + \gamma_{jt} + b_{ijt}) + \varepsilon_{ijt}$$

La variable dependiente X_{ijt} representa los flujos comerciales bilaterales nominales brutos entre el exportador i y el importador j en el año t (incluido el caso de comercio doméstico donde i=j). Como variables explicativas, incluimos los efectos fijos exportador-año δ_{it} e importador-año γ_{jt} que miden las resistencias multilaterales en el comercio (Anderson y van Wincoop, 2003), aparte de absorber todas las variables con variación país-año (p. ej. GDP, GDP per capita, etc.). La variable b_{ijt} engloba los costes bilaterales del comercio. Dependiendo de la especificación de la ecuación utilizada, estos incluyen efectos fijos direccionales de pareja, como control por la endogeneidad (Baier y Bergstrand, 2007) y por todos los costes (simétricos y asimétricos) de comercio constantes en el tiempo (Waugh, 2010); variables que identifican los acuerdos comerciales; variables correspondientes a los aranceles NMF; y una variable que absorbe los efectos

de la globalización, como sugieren Bergstrand et al. (2015). Finalmente, ε_{ijt} es un término de error.

Los datos de comercio internacional provienen de la base de datos TIVA de la OCDE y corresponden a los valores brutos de exportación. Dependiendo del método de cálculo del comercio doméstico, utilizamos datos del PIB del Banco Mundial (WDI), datos de producción bruta de la fuente TIVA y datos de la tabla input-output de la base de datos WIOD. En cuanto a los datos de políticas comerciales, utilizamos la base de acuerdos comerciales EIA de Baier y Bergstrand, mientras que los aranceles NMF provienen del Banco Mundial (WDI). Nuestra muestra cubre 39 países en un periodo de 17 años (1995-2011).

Resultados

La tabla 1 presenta los resultados del impacto de un acuerdo comercial sobre los flujos comerciales bilaterales utilizando los diferentes métodos de cálculo del comercio doméstico. Se observa que si bien la inclusión del comercio doméstico es importante para las estimaciones, ya que el efecto sobre el comercio de tener un acuerdo comercial se vuelve grande, positivo y significativo (ya que se captura el desvío del comercio doméstico hacia el internacional), la manera de calcularlo no lo es: las estimaciones son sorprendentemente similares entre las regresiones que utilizan los diferentes métodos de cálculo del comercio doméstico, incluso para diferentes tipos de acuerdos comerciales. Los resultados ofrecen las mismas conclusiones cuando incluimos un "efecto globalización" tal y como sugieren Bergstrand et al. (2015).

La tabla 2 presenta los resultados de la estimación de la elasticidad comercial. Las columnas 1 a 3 muestran los resultados utilizando aranceles no ponderados y las columnas 4 a 6 aranceles ponderados por la participación del producto de cada importador. El método basado en el PIB obtiene estimaciones algo más bajas que el resto. Sin embargo, estos coeficientes no se estiman con suficiente precisión sin que se pueda descartar que las estimaciones sean, de hecho, similares.

Finalmente, para ver los efectos que las (pequeñas) diferencias en las anteriores estimaciones podrían suponer sobre la estimación del "bienestar" (Arkolakis et al., 2012), simulamos un escenario drástico de retirada total de los acuerdos comerciales. A pesar de que, de esta forma obtenemos el efecto más grande posible, los resultados no difieren mucho, al menos para el "país mediano".

Tabla 1

Acuerdos comerciales

Variables	(1) w/o domestic trade	(2) GDP	(3) TIVA	(4) WIOD	(5) GDP	(6) TIVA	(7) WIOD
Without globalization trend							
TA (BB)	-0.0107 (0.0437)	0.292*** (0.0917)	0.280*** (0.0784)	0.294*** (0.0806)			
GSP					0.162* (0.0845)	0.140 (0.0864)	0.153 (0.0981)
PTA					0.423*** (0.164)	0.377*** (0.143)	0.394*** (0.141)
FTA					0.235*** (0.0603)	0.250*** (0.0538)	0.262*** (0.0577)
CU					0.692*** (0.130)	0.800*** (0.127)	0.880*** (0.155)
CM					0.637*** (0.108)	0.689*** (0.110)	0.768*** (0.117)
ECU					0.653*** (0.123)	0.779*** (0.125)	0.895*** (0.129)
Observations	40,919	41,582	41,582	41,582	41,582	41,582	41,582
With globalization trend							
TA (BB)		0.240*** (0.0679)	0.186*** (0.0544)	0.188*** (0.0538)			
GSP					0.174** (0.0685)	0.164*** (0.0586)	0.179*** (0.0656)
PTA					0.361*** (0.128)	0.246** (0.106)	0.248** (0.101)
FTA					0.175*** (0.0417)	0.147*** (0.0346)	0.148*** (0.0355)
CU					0.565*** (0.0930)	0.577*** (0.0858)	0.634*** (0.0935)
CM					0.482*** (0.101)	0.433*** (0.0866)	0.485*** (0.0940)
ECU					0.370** (0.153)	0.306** (0.126)	0.382*** (0.132)
Observations		41,582	41,582	41,582	41,582	41,582	41,582

Nota: Errores estándar agrupados por exportador, importador y año figuran entre paréntesis.
*** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%.

Tabla 2
Elasticidad del comercio

Variables	(1) GDP	(2) TIVA	(3) WIOD	(4) GDP	(5) TIVA	(6) WIOD
Without globalization trend						
TA (BB)	0.134*** (0.0480)	0.0934** (0.0414)	0.0925** (0.0420)	0.118** (0.0464)	0.0845** (0.0411)	0.0825** (0.0420)
Tariff	-7.445*** (2.563)	-9.400*** (1.885)	-10.17*** (2.046)			
Tariff (weighted)				-6.888*** (2.106)	-8.144*** (1.453)	-8.863*** (1.520)
Observations	38,657	38,657	38,657	38,657	38,657	38,657
With globalization trend						
TA (BB)	0.125*** (0.0473)	0.0888** (0.0416)	0.0904** (0.0414)	0.0981** (0.0441)	0.0765* (0.0407)	0.0780* (0.0409)
Tariff	-9.942*** (2.611)	-8.805*** (2.064)	-8.859*** (2.091)			
Tariff (weighted)				-9.914*** (2.396)	-7.866*** (1.890)	-7.960*** (1.919)
Observations	38,657	38,657	38,657	38,657	38,657	38,657

Nota: Errores estándar agrupados por exportador, importador y año figuran entre paréntesis.
*** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%.

Conclusiones

En este trabajo analizamos si el método de cálculo del comercio domestico condiciona la estimación de parámetros relacionados con la política comercial en un modelo típico de gravedad estructural. Nuestros resultados apuntan que la estimación de los efectos sobre el comercio de los acuerdos comerciales, y de la elasticidad son muy similares independientemente del método de cálculo utilizado para el comercio doméstico. Esto es, por lo tanto, un hallazgo favorable para la investigación aplicada. La explicación detrás de estos resultados es que el conjunto de dummies de exportador-año, importador-año y pares de países incluidas en las ecuaciones de gravedad captura las diferencias existentes.

Bibliografía

Anderson, J.E. y E. van Wincoop (2003), "Gravity with Gravitas: A solution to the Border Puzzle", *American Economic Review*, 93, 170-192.

Arkolakis, C., A. Costinot, y A. Rodriguez-Clare (2012), "New Trade Models, Same Old Gains?", *American Economic Review,* 102, 94-130.

Baier S.L. y J.H. Bergstrand (2007), "Do free trade agreements actually increase members' international trade?", *Journal of International Economics*, 71, 72-95.

Baier S.L., Y.V. Yotov, y T. Zylkin (2019), "On the widely differing effects of free trade agreements: Lessons from twenty years of trade integration", *Journal of International Economics*, 116, 206-226.

Bergstrand, J.H., M. Larch, y Y.V. Yotov (2015), "Economic integration agreements, border effects, and distance elasticities in the gravity equation", *European Economic Review*, 78, 307-327.

Borchert, I., M. Larch, S. Shikher, y Y. Yotov (2020): "The International Trade and Production Database for Estimation (ITPD-E)", International Economics, de próxima aparición.

El Dahrawy Sanchez-Albornoz, A., y J. Timini (2021), "Trade Agreements and Latin American trade (creation and diversion) and welfare", *The World Economy,* de próxima aparición.

Felbermayr G., J. Gröschl, y T. Steinwachs (2018), "The Trade Effects of Border Controls: Evidence from the European Schengen Agreement", *Journal of Common Market Studies*, 56, 335-351.

Felbermayr, G., y M. Steininger (2019), "Revisiting the Euro's Trade Cost and Welfare Effects", *Journal of Economics and Statistics (Jahrbuecher fuer Nationaloekonomie und Statistik)*, 239, 917-956.

Felbermayr, G., M. Larch, E. Yalcin, y Y. V. Yotov (2020), "On the Heterogeneous Trade and Welfare Effects of GATT/WTO Membership", CESifo Working Paper Series 8555, CESifo.

Larch M., J.A. Monteiro, R. Piermartini, and Y.V. Yotov (2019), "On the Effects of GATT/WTO Membership on Trade: They are Positive and Large After All", School of Economics Working Paper Series 2019-4, LeBow College of Business, Drexel University.

Larch, M., J. Wanner, y Y. V. Yotov (2018), "Bi- and Unilateral trade effects of joining the Euro", *Economics Letters*, 171, 230-234.

Timini J., N. Cortinovis, y F. López-Vicente (2020), "The heterogeneous effects of trade agreements with labor provisions", Working Paper 2017, Banco de España.

Timini, J. and F. Viani (2020), "A highway across the Atlantic? Trade and welfare effects of the EU-Mercosur agreement", Working Papers n. 2023, Banco de España.

Yotov Y.V. (2012), "A simple solution to the distance puzzle in international trade", *Economics Letters*, 117, 794-798.

Yotov Y.V. (2021), "The Variation of Gravity within Countries", School of Economics Working Paper Series 2021-12, LeBow College of Business, Drexel University.

Yotov. Y.V., R. Piermartini, J.A. Monteiro, y M. Larch (2016), *An advanced guide to trade policy analysis: The structural gravity model,* Geneva: WTO-UNCTAD.

Waugh M.E. (2010), "International Trade and Income Differences", *American Economic Review*, 100, 2093-2124.

The dynamic effects of bilateral (deep) trade agreements

Blanca Jiménez García, Banco de España.
Julio Rodríguez, Universidad Autónoma de Madrid.

Abstract

In this work, the effects of 103 bilateral Regional Trade Agreements (RTAs) are studied in a dynamic way. The analysis of quarterly trade flows from Q4-1982 to Q4-2018 shows dynamic differences between RTAs and among trade partners. Results show that some countries benefit more than others from bilateral RTAs and their economic size is not determinant. The positive global trade trend since the 90's and the negative effect of the 2008 economic crisis are captured by the factor analysis in order to study specifically how trade agreements affect bilateral trade asymmetrically. On average, RTAs promote a 10% increase in bilateral trade flows above the mean trend, but Partial Scope Agreements (PSAs) tend to enhance bilateral trade more than Free Trade Agreements (FTAs) (21% compared to 9%). Additionally, PSAs gather most of the effects during the first four quarters after the agreements are enforced whereas FTAs have longer effects over time. Moreover, a difference concerning the economic crisis starting in 2008 is noticed: overall, for agreements in force before 2008, their impact on bilateral trade is positive (30%) while it is negative for agreements signed after 2008 (-9%). This indicates the heterogeneous role that RTAs play as a smoothing cycle mechanism. Finally, evidence of the anticipation effect is found.

Introduction

After decades of proliferation of bilateral and multilateral trade agreements, the process of globalisation is currently experiencing important changes. Particularly, trade agreements have evolved and also have their purposes. As Rodrik (2018) points out, trade agreements have evolved throughout history: the contents of trade agreements have expanded so that what was first seen

as a simple reduction of trade tariffs is now seen as deep integration. Indeed, new aspects of trade have been included in the past years in trade agreements (investment, rules of origin, competition aspects and services, as an example) making the study of their effects more difficult to assess. As a consequence, the trade agreements' objectives are also different: if former trade agreements aimed at stopping protectionism by cutting trade tariffs, new trade agreements may increase the market's power of the signatory countries. Hence, an important question emerges: how do RTAs actually affect trade between member countries? Which RTAs have been more successful in promoting trade? Besides, is it possible to analyse the evolution of trade agreements according to their dynamic effects on their countries' trade flows?

We describe here a novel approach in the quantification of the effects of bilateral RTAs on bilateral trade flows. We employ a time series approach in order to find dynamic effects and how they evolve over time. These dynamic effects are important to analyse the heterogeneity recently considered in the related literature.

We present here a complementary analysis where aggregated bilateral trade flows are studied in a time series approach. As a matter of fact, given that trade agreements have emerged and evolved quite rapidly, it might be accurate to assume that their effects might have also changed over time. In addition, the time series approach allows us to obtain individual effects of bilateral RTAs on each trade flow. Considering that bilateral trade flows are influenced by the global trade trend and that the economic crisis of 2008 was devastating for international trade, we employ the factor analysis in order to capture both trends and specifically assess the impact of bilateral RTAs on bilateral trade flows. Once the factor (capturing both trade trends) is isolated, the particular effects of bilateral RTAs on bilateral trade flows can be properly analysed. The use of a transfer function and the study of its impulse responses allows us to evaluate how bilateral RTAs affect effectively bilateral trade flows over time.

We are therefore able to assess intertemporal effects as well as phase-in effects (considering that the liberalisation in trade agreements is realised gradually over the course of several years). In addition, this approach let us compare the RTAs effects across a large number of bilateral RTAs over time. To our knowledge, only one study has such a wide time horizon (Kohl (2014)'s analysis of the period 1950 – 2010). However, the current study effectively analyses RTAs impact on

bilateral trade flows before and after the Great Recession. The analysis of effects on non-members is left out of the scope of this study (see Dai et al. (2014)).

Following the related literature, we believe that the average effects of RTAs on trade flows should be positive, otherwise countries would not sign trade agreements. However, we consider the presence of heterogeneity since some RTAs are more successful than others and bilateral trade flows are asymmetrically affected by a same agreement. In addition, given the evolution of trade agreements and international trade, the effects might not be constant over time. The time series approach allows us to consider the evolution of the effects, analysing the specific effect in each quarter. Moreover, this approach lets us study separately each bilateral trade flow in order to examine the heterogeneity among trade partners. Following Kohl (2014), we believe that this heterogeneity is related to the trade agreements' characteristics.

We obtain differences between agreements and among signatory countries over time. We find that the average total effects are positive: bilateral RTAs are trade promoting. An increase in 10% above the mean trend is observed for all the series in this study. However, effects are different in the short and the medium term. In addition, FTAs and PSAs affect bilateral trade differently as well as agreements in force by Art. XXIV and the Enabling Clause (EC). The type of agreement is therefore a distinction and might be a determinant of the effects. Furthermore, countries benefit from bilateral RTAs differently not only in aggregated terms but also considering several time horizons. The economic size and the number of agreements in which countries participate are not factors explaining the dynamic effects.

Moreover, results vary when we divide the sample into two periods: bilateral agreements signed before the economic crisis of 2008 affect bilateral trade flows greater (30%) than those whose date of enforcement is after 2008 (-9%). We also find evidence of the "anticipation effect" (McLaren (1997) and Baier and Bergstrand (2007)): for 52.2% of the bilateral trade flows studied, the effect of the bilateral RTA has been perceived before its effective date.

This kind of studies are relevant according to the current events in international trade. As it is known, protectionist measures have alarmingly increased in the past few years. First, the Great Recession that damaged the economies and international trade is one of the reasons why countries are likely to implement protectionist measures. Second, the rise in the tension between two important

players in global trade such as the United States (USA) and China is also a factor explaining this change in international trade. Last but not least, protectionist measures have risen due to the proliferation of uncertainty in several aspects of international relations. As a consequence, more countries decide to sign bilateral trade agreements in order to preserve their market shares and their opportunities in international trade. It is therefore worthy to know and quantify the effects of these agreements as well as to better understand the determinants laying behind the different effects.

Data and methodology

We use the value of the quarterly goods (exports and imports in millions of US dollars) from the Direction of Trade Statistics of the IMF from Q4 – 1982 to Q4 – 2018. Additionally, we analyse 103 bilateral trade agreements of the Regional Trade Agreements Information System (RTA-IS) of the WTO.

We decompose our bilateral trade series following Stock & Watson (2002):

$$Y_{ijt} = f_{ijt} + N_{ij}$$

Where

- Y_{ijt}: bilateral trade flows, exports from country $_i$ to country $_j$
- f_{ijt}: common component (ΛF_t)
- N_{ijt}: own dynamic of the series

$$Y_{ijt} = A_0 + A_1 F_1 t\, A_1 + N_{ij}$$

Where

- A_0: drift of the seriesfijt: common component (ΛF_t)
- A_1: variance related to the scaled factor F_{1t}
- N_{ijt}: own dynamic of the series

Once we obtain the common factor, we analyse the own dynamic of the series. We analyse transfer functions following Box & Tiao (1975):

$$N_{ijt} = m_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

Where

- N_{ijt}: time series
- m_{ijt}: change in the mean function
- ε_{ijt}: own dynamic of the series

$$Y_{ijt} = \underbrace{\alpha_0 + \alpha_1 F_{1t}}_{f_{ijt}} + \underbrace{\frac{\omega(B)}{\delta(B)} B^b RTA_t^T}_{m_{ijt}} + \underbrace{\frac{\theta(B)}{\phi(B)} u_{ijt}}_{N_{ijt}}$$

To summarise: bilateral exports and imports share only one common feature, that is, a bilateral trade agreement in force. However, the impact of this agreement on both trade series is asymmetrical according to the methodology employed. The amount of the effects (positive or negative), their scale and their spread over time (more concentrated in the short or in the long run) are some of the differences. In addition, the moment at which the effects are perceived is also a difference.

Results

On average, the total effects (TE) are positive: bilateral RTAs boost bilateral trade 10% above the mean trend captured by the common factor. However, the methodology employed in this study allows us to analyse not only an average effect for all the trade agreements but also how this effect spreads over time. In particular, on average, bilateral RTAs enhance bilateral trade flows 2% above the mean trend in the first year after the effective date of entry into force ST). The impact is higher if we consider the medium term with an increase of bilateral trade flows by 10% (MT).

Table 1
Mean total effects by type of agreement

	TE	ST	MT
FTAs	0.090	-0.010	0.113
PSAs	0.213	0.389	-0.088
Art. XXIV	0.074	-0.021	0.108
EC	0.270	0.298	0.022
Total RTAs	0.100	0.020	0.100

An interesting policy implication to study is whether bilateral RTAs have behaved differently before and after the economic and financial crisis of 2008 and thus if they are a good smoothing cycle tool for countries. Table 2 displays the dynamic mean effects distributed before and after the Great Recession and, consequently, shows how bilateral trade agreements play a role as stabilising instruments. It shows the dynamic effects of the agreements that entered into force before the crisis and after the crisis.

Table 2
Dynamic mean effects by type of agreement distributed before/after the Great Recession

	Before 2008			After 2008		
	TE	ST	LT	TE	ST	LT
FTAs	0.30	0.03	0.11	-0.11	-0.05	0.11
PSAs	0.26	0.51	-0.15	0.13	0.19	0.01
Art. XXIV	0.28	0.01	0.10	-0.11	-0.05	0.11
EC	0.37	0.42	0.01	0.13	0.16	0.03
Total RTAs	0.30	0.08	0.09	-0.09	-0.04	0.11

In particular, the bilateral trade agreements that entered into force before 2008 have a positive mean total effect (30%), as well as in a dynamic way (8% for the short term and 9% for the medium term).

Conclusions

The current study presents a novel and complementary approach of the analysis of bilateral RTAs' effects on bilateral trade flows. We employ a time series approach to examine the dynamic heterogeneity in bilateral RTAs.

We proceed in two steps. In the first one, we seize the increase in international trade since the 90's and the deep impact of the Great Recession that began in 2008 with a factor in order to analyse the specific effects of RTAs. Once this factor (that captures both international trade trends) is isolated, we study the impulse responses obtained by a transfer function analysis.

The results show that, on average, bilateral RTAs are trade promoting. Nevertheless, intertemporal asymmetries are present not only between RTAs but also among trade partners. We find that two countries participating in a same bilateral RTA do not benefit equally from the agreement: not only in total terms (total effects: positive or negative) but also in dynamic terms (short and medium-term effects). The country size and the number of bilateral RTAs in which countries participate do not seem to be determinant for RTAs to be trade promoting.

On average, all RTAs promote a 10% increase in bilateral trade flows above the mean trend. However, PSAs tend to enhance bilateral trade more than FTAs (21% compared to 9%). Additionally, PSAs gather most of the effects during the first

four quarters after the entry into force of the agreements while FTAs have longer effects over time. Thus, RTAs' heterogeneity matters for bilateral trade. The RTAs' effectiveness may be related to the agreement-specific characteristic, a result also found by Kohl (2014).

In addition, we analyse the results considering the impact of the economic crisis of 2008. We find that the bilateral trade agreements that entered into force before 2008 have a positive mean total effect (30%), as well as in a dynamic way (8% for the short term and 9% for the medium term). However, for agreements with an effective date after 2008, the effects are mixed. For all the RTAs that became effective after 2008, the mean total effects (-9%) and the mean short-term effects (-4%) are negative. Only the mean mid-term effects are positive (11%). This implies that the economic and financial crisis of 2008 has been devastating for international trade and that bilateral RTAs have not been resilient enough to prevent such a negative and deep impact. Moreover, PSAs and ECs tend to enhance bilateral trade not only for those signed before 2008 (26%) but also for those that entered into force afterwards (13%). Again, the dynamic effects are more concentrated in the short term than in the medium term. RTAs affect countries unevenly and, according to the results, that they might not be such a stabilising instrument as we could have thought.

Moreover, from our results, we find that for more than half of the bilateral trade flows studied (52.2%), the effect of the bilateral RTA has been perceived before its effective date ($b < 0$). Therefore, it implies that countries tend to anticipate to RTAs as other authors have discussed. This is more striking for agreements involving developing countries (62.5% for EC): it might indicate that developing countries tend to create more anticipated expectations regarding trade agreements than developed countries. Additionally, agreements signed after 2008 tend to be more anticipating than those in force before the collapse of the global economy in 2008.

We have here presented the analysis of ex-post effects of 103 bilateral RTAs and how heterogeneity is present in different ways. It is now interesting to study where these differences might come from. Probably, the type and characteristics of the agreement might influence the results: how bilateral RTAs are formulated or what kind of products they include.

Bibliography

Baier SL, Bergstrand JH (2004) Economic determinants of free trade agreements. *Journal of International Economics* 64(1): 29–63

Baier SL, Bergstrand JH (2007) Do free trade agreements actually increase members' international trade? *Journal of International Economics* 71(1): 72–95

Baier SL, Bergstrand JH, Clance MW (2018) Heterogeneous effects of economic integration agreements. *Journal of Development Economics* 135: 587–608

Baier SL, Yotov YV, Zylkin T (2019) On the widely differing effects of free trade agreements: Lessons from twenty years of trade integration. *Journal of International Economics* 116: 206–226

Box GE, Tiao GC (1975) Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association* 70(349):70–79

Box GE, Jenkins GM, Reinsel GC, Ljung GM (2015) Time series analysis: forecasting and control. John Wiley & Sons

Dai M, Yotov YV, Zylkin T (2014) On the trade-diversion effects of free trade agreements. *Economics Letters* 122(2): 321–325

Fraley C, Raftery AE (2002) Model-based clustering, discriminant analysis, and density estimation. *Journal of the American Statistical Association* 97(458): 611–631

Ghosh S, Yamarik S (2004a) Are regional trading arrangements trade creating? An application of extreme bounds analysis. *Journal of International Economics* 63(2): 369–395

Ghosh S, Yamarik S (2004b) Does trade creation measure up? a reexamination of the effects of regional trading arrangements. *Economics letters* 82(2):213–219

Kohl T (2014) Do we really know that trade agreements increase trade? *Review of World Economics* 150(3): 443–469

Kohl T, Brakman S, Garretsen H (2016) Do trade agreements stimulate international trade differently? Evidence from 296 trade agreements. *The World Economy* 39(1):97–131

McLaren J (1997) Size, sunk costs, and judge Bowker's objection to free trade. *The American Economic Review* pp 400–420

Pena D, Box GE (1987) Identifying a simplifying structure in time series. *Journal of the American Statistical Association* 82(399): 836–843

Rodrik D (2018) What do trade agreements really do? *Journal of Economic Perspectives* 32(2): 73–90

Stock JH, Watson MW (2002) Forecasting using principal components from a large number of predictors. *Journal of the American Statistical Association* 97(460): 1167–1179

Subramanian A, Wei SJ (2007) The wto promotes trade, strongly but unevenly. *Journal of International Economics* 72(1): 151–175

Tomz M, Goldstein JL, Rivers D (2007) Do we really know that the WTO increases trade? Comment. *The American Economic Review* pp 2005–2018

Vicard V (2011) Determinants of successful regional trade agreements. *Economics Letters* 111(3): 188–19

Determinantes de las exportaciones españolas

La importancia de la principal empresa exportadora a nivel provincial

Juan de Lucio, Universidad de Alcalá.
Raúl Mínguez, Cámara de Comercio de España y Universidad Antonio de Nebrija.
Asier Minondo, Universidad de Deusto.
Francisco Requena, Universitat de València.

Agradecimientos

Este trabajo ha sido posible gracias al acceso que la Agencia Tributaria nos facilita a los datos de exportación a nivel de empresa. Agradecemos la financiación a través de los siguientes proyectos: Gobierno de España (RTI2018-100899-B-I00, cofinanciado con FEDER), Gobierno Vasco (IT885-16), Comunidad de Madrid & UAH (ref: EPU-INV/2020/006), UAH (2020/00003/016/001/003) y Gobierno de la Comunitat Valenciana (GVPrometeo 2018/102).

Resumen

El principal exportador de cada provincia española representa en media un 20% de las exportaciones provinciales y contribuye también en un 20% al crecimiento de las exportaciones provinciales durante el periodo 1998-2018. Los shocks específicos del principal exportador explican una parte importante de las variaciones agregadas de las exportaciones de la provincia (más del 30% para la mitad de las provincias).

Introducción

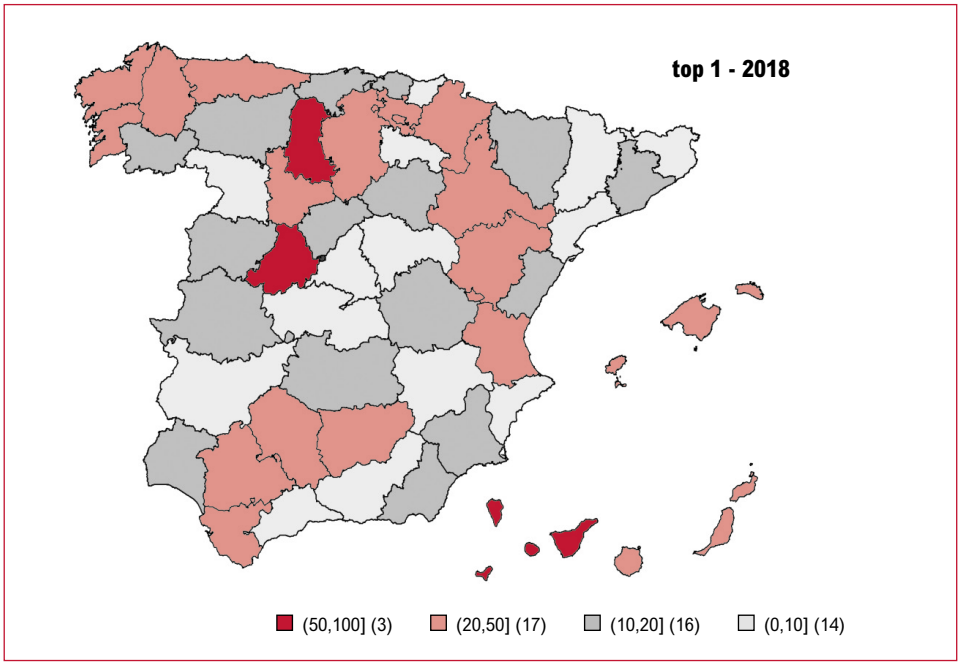
Existe un creciente interés en analizar el papel de las empresas de gran tamaño en las fluctuaciones económicas agregadas, el llamado efecto granular. Gabaix (2011) muestra que los movimientos idiosincráticos de las 100 principales empresas estadounidenses explican aproximadamente un tercio de las variaciones en el crecimiento del PIB. Resultados similares se han encontrado para otros países, por ejemplo, para España por Blanco-Arroyo et al. (2018).

En el campo del comercio internacional también se han identificado efectos granulares, de los principales exportadores por país, sobre el valor de las exportaciones totales. En España, de Lucio et al. (2017) encuentran que el principal exportador de un producto a un destino explica aproximadamente un tercio de las fluctuaciones de las ventas totales de ese producto y destino.

A escala regional no se ha estudiado el efecto granular de las principales empresas exportadoras españolas. Hasta donde sabemos, este es el primer documento que analiza el efecto granular sobre las fluctuaciones de las exportaciones para un conjunto de pequeñas unidades geográficas (50 provincias, zonas Nuts III).

El primer exportador de España representó en media anual aproximadamente el 2,3% de las exportaciones del país en el año 2018. Si reducimos el tamaño de la unidad geográfica, la importancia del principal exportador provincial aumenta drásticamente. El exportador principal de la provincia representa, en media, aproximadamente el 22% del total de las exportaciones provinciales. El principal exportador representa más del 50% de las exportaciones totales en tres provincias, ver mapa 1.

Mapa 1
Peso del exportador principal a escala provincial



Fuente: elaboración propia

Al analizar la persistencia del exportador principal observamos que durante el periodo 1998-2018 una provincia media tiene 4 exportadores principales diferentes y la duración promedio como exportador principal es de 13 años. Finalmente, observamos que hay 7 provincias con el mismo exportador principal durante todo el período (21 años), es decir, observamos una persistencia elevada del exportador principal en puestos de liderazgo.

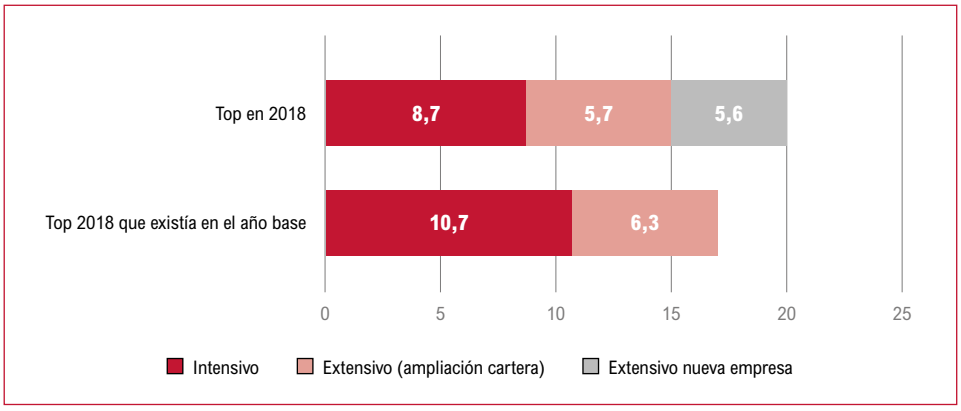
Resultados

Contribución al crecimiento de las exportaciones del principal exportador

En este apartado analizamos la importancia del exportador principal en el crecimiento de las exportaciones totales a nivel provincial. Para ello, calculamos la contribución de los márgenes intensivo y extensivo a las exportaciones agregadas siguiendo la metodología propuesta por Bernard et al. (2009). El margen intensivo se refiere al cambio en el valor de las exportaciones de las relaciones comerciales (empresa-provincia-producto-destino) que existieron en el primer y último año del período. El margen extensivo se refiere tanto al valor de las nuevas relaciones comerciales de empresas existentes en el año base, como al valor de las relaciones comerciales de una empresa top en el año final que no exportaba en el inicial. De Lucio et al. (2011) muestran que la participación del margen extensivo en el crecimiento total crece con el tiempo. Calculamos cada margen por separado para el periodo 1998-2018.

lustración 1

Contribución media al crecimiento de las exportaciones de la empresa de mayor dimensión en la provincia. 1998-2018



Fuente: elaboración propia

La ilustración 1 muestra la contribución media del principal exportador a las exportaciones agregadas de una provincia española durante un periodo de 20 años. La contribución promedio del principal exportador al crecimiento del valor exportado en una provincia es del 20%, siendo la participación del margen extensivo mayor que la del margen intensivo, 11,3% frente a 8,7%. La barra inferior presenta el mismo análisis, pero únicamente considerando las empresas que realizan exportaciones tanto en el año inicial como el final; los resultados son similares.

Efecto granular del principal exportador a escala regional

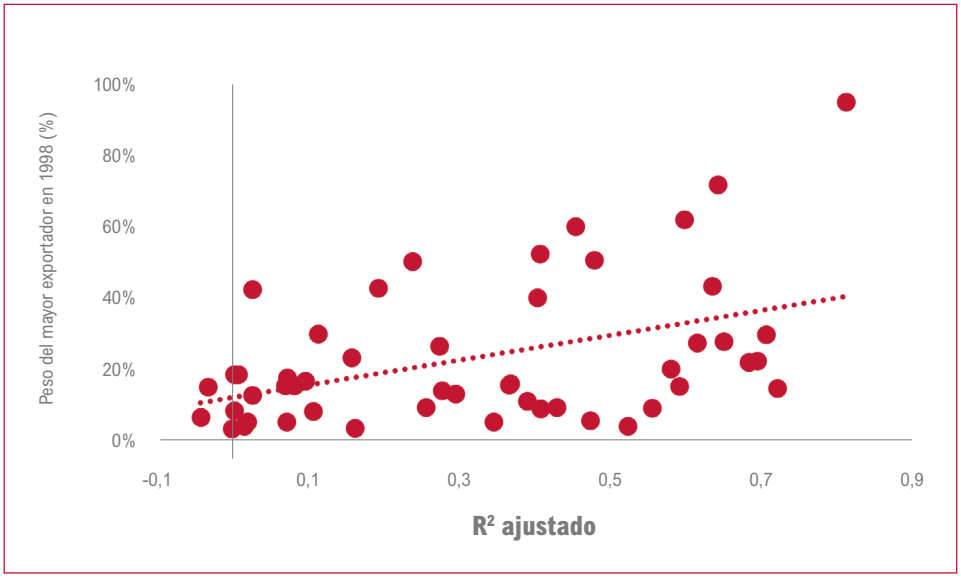
La medición del efecto granular se realiza mediante los siguientes pasos. En primer lugar, se calcula el crecimiento anual de las exportaciones de cada empresa y la media de estos crecimientos. En segundo lugar, la perturbación idiosincrática o residuo granular de la empresa principal, r_{top}, es la diferencia entre el crecimiento de esta empresa y la media de los crecimientos calculados anteriormente (multiplicado por el peso de la empresa principal). La diferencia entre el crecimiento de las exportaciones de la empresa principal y el del conjunto de empresas indica cómo de diferenciado es el comportamiento de la empresa de mayor tamaño exportador. Finalmente, se regresa, de acuerdo con la ecuación 1, el crecimiento anual de la provincia ("g") sobre el residuo granular. El R2 de esta estimación mide cuánto de la variación de las exportaciones de la provincia se explica por el residuo granular.

$$g_t = \alpha + \beta_1 r_{top,t} + \varepsilon_{j,t} \qquad (1)$$

La ilustración 2 presenta el valor de los R2 obtenidos de las regresiones para cada una de las 50 provincias españolas en relación con el peso que tiene la empresa de mayor dimensión en cada provincia. Se pueden extraer dos mensajes principales de esta ilustración. Primero, en algunas provincias, aproximadamente la mitad, las oscilaciones específicas a las exportaciones de la empresa de mayor dimensión son capaces de explicar un porcentaje elevado, superior al 30%, de la variación agregada de las exportaciones de la provincia (en una cuarta parte de las provincias la empresa de mayor dimensión explica más de la mitad de la variación agregada). En segundo lugar, se observa una correlación positiva entre el peso de la mayor empresa en la provincia y la capacidad explicativa del residuo granular.

lustración 2

Capacidad explicativa del residuo granular R2 y peso de la empresa exportadora más grande de la provincia



Fuente: elaboración propia

Conclusiones

El trabajo muestra la relevancia del desempeño de las principales empresas exportadoras a nivel provincial. Primero, las exportaciones provinciales están altamente concentradas en unas pocas empresas. Segundo, el principal exportador de cada provincia contribuye significativamente al crecimiento, así como a la variación en el crecimiento de las exportaciones de la provincia. Tercero, el efecto granular se correlaciona positivamente con la participación inicial del principal exportador en cada provincia. En este sentido se muestra que el porcentaje de exportación concentrado en el exportador de mayor dimensión es una medida válida y simple de granularidad.

Estos resultados confirman que la granularidad es un fenómeno que se observa a escala regional con mayor intensidad que a nivel nacional y sugieren que las diferencias en la granularidad entre regiones es un elemento clave en el desempeño de las exportaciones regionales. Trabajos futuros deberían analizar cómo

el dominio de unas pocas empresas con una persistencia elevada en posiciones destacadas puede afectar la especialización, la resiliencia y la competitividad regional, cuestiones a tener en cuenta en la política económica y de promoción exterior aplicada localmente.

Bibliografía

Bernard, A. B., Jensen, J. B., Redding, S. J., & Schott, P. K. (2009). The margins of US trade. *American Economic Review*, 99(2), 487-493.

Blanco-Arroyo, O., Ruiz-Buforn, A., Vidal-Tomás, D., & Alfarano, S. (2018). On the determination of the granular size of the economy. *Economics Letters*, 173, 35-38.

de Lucio, J., Mínguez, R., Minondo, A., & Requena, F. (2011). The extensive and intensive margins of Spanish trade. *International Review of Applied Economics,* 25(5), 615-631.

de Lucio, J., Mínguez, R., Minondo, A., & Requena, F. (2017). The granularity of Spanish exports. SERIEs: *Journal of the Spanish Economic Association*, 8(3), 225-259.

Gabaix, X. (2011). The granular origins of aggregate fluctuations. *Econometrica*, 79(3), 733-772.

Servitización y exportación en las empresas manufactureras

David Córcoles, Universidad de Castilla-La Mancha.
Carmen Díaz-Mora, Universidad de Castilla-La Mancha.
Rosario Gandoy, Universidad de Castilla-La Mancha.

Resumen

El objetivo de este estudio es analizar el impacto de la servitización en el comportamiento exportador de las empresas. Utilizando datos a nivel empresarial de una muestra perteneciente al sector manufacturero español en el período 1991-2014, estimamos el efecto de producir y vender simultáneamente manufacturas y servicios en la probabilidad de entrada y salida de los mercados de exportación. Con el fin de controlar problemas de endogeneidad, desarrollamos una doble estrategia metodológica: un modelo de variables instrumentales con efectos fijos y diferentes modelos ponderados de 'matching'. Los resultados muestran que la servitización, especialmente en las pequeñas empresas, incrementa la probabilidad tanto de comenzar a exportar como de ser persistente en las exportaciones.

Introducción

En las últimas décadas, los servicios han pasado a ser una pieza fundamental de la competitividad de la industria manufacturera. El proceso de globalización y la creciente competencia internacional pueden explicar, en buena medida, este fenómeno. Adicionalmente, la diferenciación de productos ha sido una de las estrategias competitivas más utilizadas y algunos servicios tales como el diseño, la marca o la comercialización son muy frecuentemente utilizados para destacar

del resto de la competencia (Wolfmayr, 2012). Un amplio número de trabajos previos ponen de manifiesto, tanto a nivel empresarial (Mirodout and Cadestin, 2017), como con comparaciones entre países (Neely et Al., 2011), la elevada y creciente prevalencia de la servitización de las manufacturas en la mayor parte de los países desarrollados. Consecuentemente, las manufacturas son cada vez más dependientes de los servicios, y los incluyen en su actividad productiva ya sea como insumos (servicios internos o subcontratación de servicios) o como productos finales vendidos junto a los bienes (National Board of Trade, 2016). Este trabajo se centra en el segundo enfoque, es decir, en aquellas empresas manufactureras que también son proveedoras de servicios.

Con respecto al papel de la servitización los trabajos previos para diferentes países y períodos, muestran que el uso de insumos de servicios está positivamente correlacionado con la capacidad exportadora (Díaz-Mora et al.,2018). Existe, no obstante, poca evidencia del efecto que podría tener la venta de servicios sobre las dinámicas exportadoras de las empresas. Nuestro trabajo plantea que la oferta de servicios puede tener un impacto positivo en las ventas a mercados internacionales por varios motivos. En primer lugar, cuando las manufacturas proveen servicios buscan introducir elementos que incrementen el atractivo del producto aumentando su funcionalidad y/o respondiendo a necesidades específicas del cliente. En segundo lugar, la servitización requerirá un nivel elevado de capacidades y habilidades que no pueden ser adquiridas fácilmente por otras empresas. Por tanto, la servitización puede actuar como barrera a la entrada de nuevas empresas que permita, a las establecidas, mantener su estatus exportador. Por último, los servicios asociados a los bienes incrementarán la lealtad del consumidor a un producto determinado, lo que puede constituir una fuente adicional de durabilidad en la presencia en mercados internacionales.

Metodología y fuentes estadísticas

La base de datos utilizada es la Encuesta Sobre Estrategias Empresariales (ESEE) para el período 1991-2014. Consideramos que una empresa está servitizada cuando, además de sus productos manufacturados, ofrece servicios relacionados.

El protagonismo de la servitización en las manufacturas españolas es bastante claro. Casi la mitad de las empresas venden servicios y representan, en media, alrededor del 24% del total de ventas. Existe, además, una mayor vocación exportadora de las empresas servitizadas. Alrededor del 82% de las empresas que venden servicios son también exportadoras, en contraste con el 65% en las empresas manufactureras puras.

Respecto a la estrategia metodológica, definimos dos modelos de duración considerando, como variables dependientes la entrada a la exportación (ΦstartXit); y, por otra parte, la probabilidad de abandonar las exportaciones (ΦexitXit).

Los modelos se estiman mediante un probit con efectos aleatorios. Adicionalmente, como contraste de robustez, también se estima un modelo probit alternativo controlando por efectos fijos de empresa y año, siguiendo el modelo de corrección del sesgo propuesto por Fernández-Val y Weidner (2016). Se incorporan a las ecuaciones el tamaño, las innovaciones de producto y proceso, la participación de capital extranjero, las importaciones, la cualificación laboral, la productividad, la edad, la experiencia exportadora previa y controles para el año y el sector de pertenencia. Adicionalmente, las estimaciones también consideran una posible interacción entre el efecto de la servitización y el tamaño de la empresa (Servitit#Sizeit).

La causalidad inversa entre las exportaciones y la servitización, pueden originar problemas de endogeneidad. Para intentar solucionarlo, se sustituye la servitización, por una variable alternativa: la probabilidad estimada de servitización (Probservit*), cuya estimación se lleva a cabo a partir de una doble estrategia metodológica: por un lado, un modelo clásico de variables instrumentales (IV); y por otra parte, diferentes métodos de 'matching' que conducen a probabilidades estimadas menos sesgadas.

Resultados

Respecto al modelo de entrada a la exportación (tabla 1), encontramos un coeficiente positivo y significativo para la servitización en todos los modelos excepto en el IV corregido por efectos fijos. Por tanto, tal y como esperábamos, la servitización incrementa entre un 10 y 24,3% la probabilidad de empezar a exportar.

Tabla 1
Efecto de la servitización en la entrada a la exportación (probit de efectos aleatorios)

	***IV* approach**		**Matching approach**			
	Correction for individual and time fixed effects		One-neighbour		*IPWRA* matching	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Probservit^{*}_{it}$	0.100***	0.002	0.124***	0.133**	0.203***	0.113*
	(0.548)	(0.756)	(0.044)	(0.053)	(0.053)	(0.068)
$Probservit^{*}_{it}$ #$Size_{cat._{it}}$		0.098***		-0.020		0.204**
		(0.849)		(0.057)		(0.085)
$Import_{it}$	0.080**	0.094**	0.053***	0.053***	0.049***	0.048***
	(0.120)	(0.120)	(0.011)	(0.011)	(0.009)	(0.009)
$Size_{cat.\ 1_{it}}$	0.07	-0.287**	-0.027**	-0.018	-0.023**	-0.103***
	(0.211)	(0.429)	(0.012)	(0.028)	(0.011)	(0.035)
Baseline	--	--	-0.254***	-0.258***	-0.261***	-0.223***
	--	--	(0.051)	(0.052)	(0.044)	(0.047)
Year control	--	--	Yes	Yes	Yes	Yes
Sector control[3]	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	2,498	2,498	6,795	6,795	6,795	6,795
Firms	394	394	1,422	1,422	1,422	1,422

Notas: Efectos marginales medios. Errores estándar entre paréntesis. Referencias: 1Grandes y medianas empresas. [2] nivel de agregación a 2 dígitos (clasif. NACE). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10

Con respecto a otras características, la mayoría de las estimaciones sugieren una mayor probabilidad de entrada en las exportaciones en las empresas importadoras y en aquellas que tienen mayor experiencia exportadora (a mayor número de años consecutivos sin exportar, menor nivel de probabilidad de entrada en las exportaciones).

Con relación al tamaño, las empresas mayores tienen más probabilidad de empezar a exportar. Además, en algunas de las estimaciones encontramos que el coeficiente asociado a la interacción entre el tamaño y la servitización es estadísticamente significativo. Esto implica que podría haber diferencias en el efecto de la servitización sobre la probabilidad de empezar a exportar por tamaños empresariales. En concreto, el signo positivo sugiere un mayor efecto positivo de la servitización para las empresas pequeñas.

En segundo lugar, se analiza el efecto de la servitización sobre la salida de la exportación (tabla 2). En todas las especificaciones encontramos un efecto significativo y negativo de la servitización sobre la probabilidad de dejar de exportar. En magnitud, la probabilidad de salida se reduce entre un 4,5 y un 12,9% en las

empresas servitizadas. Se trata de un impacto algo menor que en la entrada a la exportación, pero estadísticamente más robusto.

Adicionalmente, la probabilidad de salida de las exportaciones es más baja en las empresas grandes. Respecto a las diferencias en la servitización por tamaños, el coeficiente del tamaño interaccionado con la servitización sugiere que el efecto positivo de la servitización sobre la persistencia de las exportaciones podría ser mayor en las empresas pequeñas que en las medianas y grandes.

Tabla 2
Efecto de la servitización en la salida de la exportación (probit de efectos aleatorios)

	***IV* approach**		**Matching approach**			
	Correction for individual and time fixed effects		One-neighbour		*IPWRA* matching	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Probservit^{*}_{it}$	-0.049***	-0.038***	-0.082***	-0.076***	-0.120***	-0.101***
	(0.541)	(0.666)	(0.014)	(0.016)	(0.016)	(0.019)
$Probservit^{*}_{it}$ #$Size_{cat._{it}}$		-0.017**		-0.014		-0.043*
		(0.784)		(0.017)		(0.026)
$Import_{it}$	0.005	0.010	-0.010***	-0.010***	-0.009***	-0.009***
	(0.138)	(0.138)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
$Size_{cat.\ 1\ it}$	-0.002	0.148**	0.016***	0.023**	0.014***	0.036***
	(0.214)	(0.482)	(0.003)	(0.009)	(0.003)	(0.013)
Baseline	--	--	-0.022	-0.026*	-0.013	-0.022
	--	--	(0.015)	(0.015)	(0.014)	(0.015)
Year control	--	--	Yes	Yes	Yes	Yes
Sector control[2]	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	2,464	2,464	20,483	20,483	20,468	20,468
Firms	331	331	2,587	2,587	2,587	2,587

Notas: Efectos marginales medios. Errores estándar entre paréntesis. Referencias: 1Grandes y medianas empresas. [2] nivel de agregación a 2 dígitos (clasif. NACE). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10

Conclusiones

En este trabajo, nuestra contribución fundamental se basa en el análisis del efecto de la servitización, entendida como la venta de servicios en el sector de las manufacturas, sobre la probabilidad de inicio y permanencia de las exportaciones de las empresas españolas durante el período 1991-2014.

Los resultados del análisis empírico apuntan a una asociación robusta entre la servitización y la dinámica de las exportaciones. En particular, encontramos

que las probabilidades de empezar a exportar y ser persistente en la exportación, son sistemáticamente más altas en las empresas que venden tanto bienes como servicios (empresas servitizadas). Adicionalmente, nuestras estimaciones sugieren que, aunque las probabilidades de entrada y persistencia en las exportaciones son más bajas para las pequeñas empresas, el impacto de la servitización sobre la probabilidad de empezar a exportar o continuar haciéndolo, es superior en las unidades productivas de menor tamaño.

Bibliografía

Díaz-Mora, C., Gandoy, R. and González-Díaz, B. (2018). Looking into GVC´s: The influence of foreign services on export performance. *Review of World Economics*, 154 (4), 785-814.

Fernández-Val, I., and Weidner, M. (2016). Individual and time effects in nonlinear panel models with large N, T. *Journal of Econometrics,* 192(1), 291-312.

Miroudot, S. and Cadestin, C. (2017). Services in Global value chains: From inputs to Value-creating Activities". OECD Trade Policy Papers, nº 197, OECD Publishing, Paris.

National Board of Trade (2016). The servicification of EU manufacturing. Building competitiveness in the internal market. National Board of Trade, Sweden.

Neely, A. Benedetinni, O. and Visnjic, I. (2011). The servitization of manufacturing: Futher evidence. 18th European Operations Management Association Conference. Vol 1. Cambridge.

Wolfmayr, Y. (2012). Export performance and increased services content in manufacturing. *National Institute Economic Review,* 220, R36-R52.

Conclusiones y Clausura

Conclusiones

Rafael Myro, Universidad Complutense de Madrid

Las ponencias que se han presentado en la IV Jornadas de Investigación en Internacionalización (IV JII) han permitido profundizar en cinco de los aspectos que hoy preocupan más con respecto a la dinámica del comercio internacional y la Inversión Directa Extranjera (IED), y sobre los cuales conviene añadir ahora algunas reflexiones adicionales: los efectos de la pandemia y del Brexit, las expectativas de recuperación del comercio y la IED internacionales a corto y medio plazo, los determinantes de las exportaciones, las orientaciones de la política comercial y el papel de la IED y la política de atracción de inversiones exteriores. A continuación, analizo brevemente cada uno de estos aspectos, resaltando de forma sucinta algunas de las aportaciones que ofrecen las ponencias presentadas y que el lector encontrará resumidas en este libro.

1 Los efectos de la pandemia y del Brexit

Según la Organización Mundial del Comercio (OMC), como consecuencia de la pandemia, el volumen de comercio internacional de bienes se redujo en 2020 un 5,3%, una cifra sensiblemente inferior a la esperada inicialmente. El comercio de bienes se desplomó en el segundo cuatrimestre del año, en el que cayó un 21% con respecto al mismo trimestre de 2021. El mes de abril marcó el máximo de su reducción. La variación intermensual fue positiva ya a partir del mes de mayo, y en el cuarto trimestre se alcanzó una tasa interanual positiva. El comercio de servicios sufrió más, descendiendo en valor un 19,5%, mostrando el mismo perfil temporal que el de bienes, aunque menos marcado. Este rasgo diferencial no se debió a los servicios ligados a los bienes, sino al hundimiento del turismo, que aún hoy permanece muy estancado. También el transporte acusó la pandemia de forma destacada.

España se ajustó bien a estas pautas generales, pero sufrió más que otros muchos países, sobre todo, debido a la notable caída del turismo, superior a la media mundial, que refleja, tanto la elevada incidencia de la pandemia en su territorio, como la concentración de la demanda en países también muy afectados, como el Reino Unido o Francia.

En la IV Jornadas de Investigación en Internacionalización se presentaron tres ponencias que profundizan en lo ocurrido durante 2020. En primer lugar, Francisco Requena expuso un trabajo realizado junto con Asier Minondo, Juan de Lucio y Raúl Mínguez en el que se muestra una clara respuesta de las exportaciones a las restricciones de movilidad imperantes en cada mercado de destino, considerando, no sólo las establecidas por los Gobiernos, sino también las adoptadas de motu proprio por las poblaciones, medidas a través de una variable proxy, el número de personas infectadas por el virus. Las primeras restricciones explican hasta un 88% de la caída en valor de las exportaciones españolas de bienes entre febrero y julio de 2020. La sensibilidad del comercio español a estas restricciones fue disminuyendo desde abril a julio, probablemente por la adaptación paulatina de las empresas al nuevo entorno de actividad y costes, y quizá porque inicialmente hubo una sobrerreacción a las medidas de contención.

Víctor Ortiz también presentó un trabajo sobre los efectos de la pandemia referido a Colombia, realizado junto a Marco Dueñas, Franceso Serti y Massimo Riccaboni. A través de métodos de *machine learning*, los autores reconstruyen el comercio que habría existido en 2020 si no hubiese habido pandemia, estimando que la existencia de ésta provocó una sensible reducción del margen intensivo de las exportaciones y una significativa salida de empresas, sobre todo en los meses de abril y mayo.

La pandemia del coronavirus ha coincidido con la salida definitiva del Reino Unido de la Unión Europea (UE), el Brexit. Aún es pronto para conocer los efectos de este importante acontecimiento sobre el comercio español, primero porque ha tenido lugar al cerrarse 2020, y, segundo, porque aún queda por concretar la forma final de vinculación comercial de ese país con la UE y no se conoce con claridad la pauta de aplicación de las medidas transitorias acordadas. No obstante, los resultados del trabajo presentado por Eduardo Gutierrez, realizado

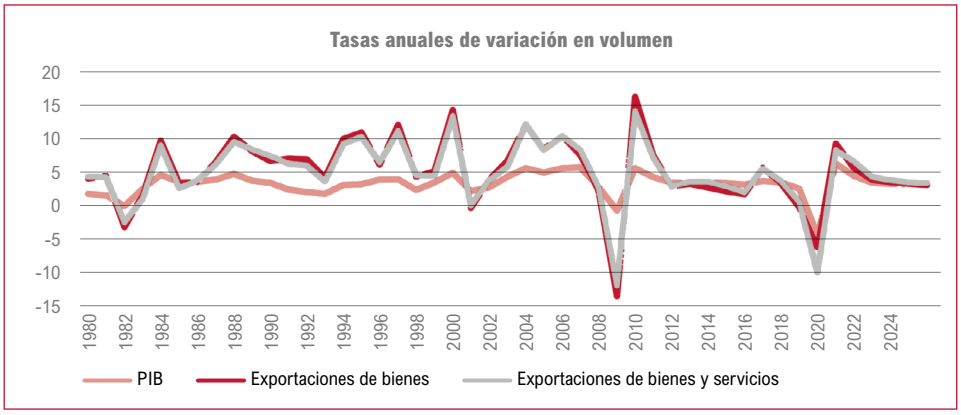
en colaboración con Aitor Lacuesta y César Martín, indican que desde 2016 las empresas españolas han reaccionado a la incertidumbre creada acerca del futuro de las relaciones comerciales con el Reino Unido mediante una reducción de su comercio con ese país. También descubre que muchas de ellas han podido desviar una parte importante de ese comercio hacia otros mercados. Ambos comportamientos han sido compatibles con el hecho de que las exportaciones españolas dirigidas al Reino Unido hayan seguido incrementándose en los últimos años, pero han dejado su huella negativa en una disminución del peso que tienen en el total, por debajo del 7,1% alcanzado en 2015.

2 Las expectativas favorables de recuperación

La OMC y el Fondo Monetario Internacional (FMI) esperan que el comercio de bienes experimente un importante aumento en 2021, en respuesta a la demanda contenida durante la pandemia, para hacerlo de forma más moderada a partir de 2022, acoplándose a su tendencia de largo plazo. Los servicios, en particular los turísticos, se recuperarían con más lentitud y permitirían un incremento del total de las exportaciones superior, al menos hasta 2023.

En realidad, la tendencia a largo plazo del comercio internacional es mucho menos clara desde la Gran Recesión, cuando su crecimiento se ralentizó. Las exportaciones mundiales de bienes crecieron a tasas sensiblemente más elevadas que el PIB mundial desde mediada la década de 1980 hasta 2007, dando lugar a la última ola de intensa globalización. Pero a partir de ese último año, y coincidiendo con la crisis financiera, avanzaron de forma muy similar a la producción mundial, como consecuencia de diversos fenómenos que se superpusieron en el tiempo, el freno en la construcción de las Cadenas Globales de Valor (CGV), probablemente ya necesitadas de una reorganización que la pandemia ha dejado ver de forma más clara, los propios efectos de la crisis financiera y la incertidumbre creada por la crisis del marco multilateral prevaleciente y las políticas proteccionistas aplicadas por Donald Trump, dos fenómenos relacionados, como es bien sabido. Las previsiones del FMI esperan que esta pauta iniciada en 2007 se mantenga en los próximos años, como se ve en el gráfico adjunto.

Figura 1
Exportación de bienes y PIB mundial. Evolución y previsiones



Fuente: FMI

La cantidad e importancia de los factores aludidos, sobre los que se ha discutido largamente en ediciones anteriores de estas jornadas, hacen difícil cualquier previsión acerca de la dinámica de largo plazo del comercio mundial. Pero sí pueden mejorarse las previsiones de corto plazo, superando el retraso con el que actualmente se publican los datos. Este fue el objeto de la presentación realizada por Elena Rusticelli, en la que describió el trabajo realizado junto a Jaime Martínez-Martín, en el que se persigue construir un modelo del comercio de bienes y servicios que adelante la evolución de éste. Estos dos investigadores seleccionan nueves predictores clave, de entre un conjunto de treinta, a través de la combinación de tres técnicas econométricas, consiguiendo explicar un 92% de la varianza del comercio internacional. El modelo conseguido mejora los resultados de los modelos univariantes disponibles, detecta muy bien los cambios de ciclo en la serie y requiere menos información que otros modelos similares.

Volviendo ahora la vista a España, conviene señalar que las previsiones de crecimiento de las exportaciones españolas son aún más favorables que las del comercio mundial, sobre todo como consecuencia de la recuperación del comercio de servicios, el turismo en particular. En efecto, el FMI prevé para nuestro país un aumento en volumen de las exportaciones de bienes y servicios de un 11,2% para 2021 y de un 11,4% para 2022. Por otra parte, en su primer informe sobre la economía española del año 2021, el Banco de España establece tres posibles escenarios de recuperación. En el central, que considera el más probable, las exportaciones totales aumentarían un 11% en 2021, un 8,2% en

2022 y un 5,3% en 2023, convirtiéndose en el componente de la demanda final más dinámico. No obstante, esta elevada expansión de las exportaciones no se traduciría en un impacto positivo de la demanda externa neta sobre el PIB en 2021, debido al también elevado aumento esperado en las importaciones para este año.

Existen muchas razones para justificar estas favorables expectativas. La primera y más importante de ellas se deriva de la alta competitividad que las ventas exteriores españolas han mostrado durante el presente siglo, sosteniendo mejor que la mayor parte de los países avanzados su cuota en el comercio mundial de bienes y servicios. Además, las investigaciones realizadas durante 2020 por Asier Minondo (Minondo, 2021) mostraron muy pronto que el impacto de la pandemia se ha concentrado en el margen intensivo de las exportaciones, de forma que no ha dañado las relaciones comerciales fundamentales, se ha seguido vendiendo a los mismos clientes, pero por un menor valor. La ponencia presentada por Juan de Lucio, referida a un trabajo realizado junto con Asier Minondo, Francisco Requena y Raúl Mínguez, acerca de la importancia de las grandes empresas exportadoras en el crecimiento y estabilidad de las exportaciones, ha arrojado luz adicional acerca de la fortaleza de ese margen intensivo.

3 Nuevos determinantes de las exportaciones

Dos presentaciones han examinado determinantes de las exportaciones menos conocidos. La primera, realizada por Juan A. Mañez, sintetizó un trabajo elaborado junto con Juan A. Sanchis y Andrés M. Gómez, que estudia los efectos cruzados entre exportaciones e importaciones, para las empresas colombianas, algo que los dos primeros autores citados ya han analizado con anterioridad para las empresas españolas. La experiencia exportadora aumenta la probabilidad de importar *inputs* intermedios de forma permanente, lo que posee efectos positivos sobre la productividad de la empresa, que a su vez favorecen la exportación. Estos efectos no son sólo de naturaleza estática, sino también dinámica, a través de un proceso de *learning by exporting*. Lo mismo sucede con la experiencia adquirida a través de la importación. La segunda ponencia es la presentada por David Córcoles, fruto del trabajo con Rosario Gandoy y Carmen Díaz Mora. Estos investigadores estudian el papel de la “servitización” en las exportaciones, un tema de creciente actualidad, dado que las empresas manufactureras no sólo incorporan cada vez más servicios a su producción, sino que

su cesta de productos se compone también de servicios. Pues bien, utilizando una muestra de empresas manufactureras, encuentran que la incorporación de servicios a su oferta aumenta de forma sensible la probabilidad de exportar (entre un 10% y un 24%) y la de mantenerse en los mercados internacionales (entre un 4,5% y un 13%).

4 Algunas orientaciones para la política comercial

Varias de las ponencias presentadas en la IV Jornadas de Investigación en Internacionalización analizaron aspectos de política comercial. De manera preferente, el papel de los acuerdos comerciales de diferente índole y profundidad, que crecieron de forma muy notable durante la última ola de globalización, entre el final del decenio de 1980 y el comienzo de la crisis financiera de 2008. Carmen Díaz-Mora presentó un trabajo, realizado junto a Erena García-López y Belén González-Díaz, en el que se estudian los acuerdos comerciales profundos (*Deep Trade Agreements, DTA*), esto es, aquellos que incorporan provisiones importantes de liberalización del comercio de servicios o de regulación de los subsidios y estándares, tendentes a moderar la discriminación de terceros países. Estas investigadoras examinan sus efectos sobre el comercio de servicios intermedios, esto es, sobre los intercambios de servicios dentro de las CGV. También investigan el alcance de los diferentes niveles de profundidad de estos acuerdos, distinguiendo si hacen referencia a GATS, a una cláusula de nación más favorecida, a una cláusula de tratamiento nacional, etc. Los acuerdos profundos sobre el comercio de servicios son muy intensos entre los países de la UE. Ya lo eran en 1995, pero desde entonces se han extendido a otros muchos países. La investigación presentada, basada en estimaciones con modelos de gravedad de comercio, encuentra que los DTA tienen impacto sobre el comercio intermedio de servicios a partir del segundo año de la firma y hasta cinco años después. Una mayor profundidad del acuerdo no sólo aumenta su impacto, sino también la duración de éste. Además, estos efectos son más pronunciados entre países con niveles similares de renta.

La ponencia que presentó Blanca Jiménez-García investiga el efecto de los acuerdos bilaterales sobre el comercio exterior a través de una función de transferencia que descubre la propia dinámica de la serie, separándola del efecto de factores externos. Sus resultados indican que los acuerdos comerciales bilaterales han favorecido el comercio bilateral, incrementándolo en un 2%, a corto pla-

zo, y en un 10% a medio plazo. En cambio, no han tenido un efecto estabilizador de los flujos comerciales.

Los resultados de esta investigación contrastan con otros presentados en ediciones anteriores de las Jornadas de Investigación en Internacionalización por Salvador Gil, Rafael Llorca y José Antonio Martínez Serrano, que investigaban el impacto diferencial de los acuerdos multilaterales frente a los bilaterales, a través de una función de gravedad. Concluían que sólo los acuerdos multilaterales habían tenido efectos significativos sobre el comercio.

Estas diferencias en los resultados podrían deberse al uso de diferentes metodologías para la estimación del efecto de los tratados sobre el comercio internacional. Precisamente, la ponencia presentada por Jacopo Timini resumió un amplio trabajo realizado junto a Rodolfo G. Campos y Elena Vidal que profundiza en algunas de las diferencias entre metodologías de estimación. En particular, muestra que el efecto de los tratados comerciales resulta significativo cuando, además de considerar el comercio exterior, se tiene en cuenta el comercio doméstico de los países, pues de esta manera se controlan mejor los efectos de creación y desviación de comercio generados. En cambio, la estimación no es muy sensible a las tres maneras diferentes de calcular el comercio doméstico que se proponen.

La importancia de introducir el comercio doméstico había sido ya destacada en la edición anterior de las JII por Salvador Gil, Rafael Llorca, Silviano Esteve y José Antonio Martínez Serrano. Estos autores solo encontraron efectos positivos de la adopción del euro sobre el comercio de los países miembros al controlar por el comercio doméstico. Además, descubrieron un impacto también positivo sobre el comercio con terceros países, hasta el punto de poder considerar la adopción del euro más como una liberalización unilateral que preferencial.

Aunque el trabajo presentado por Jacopo Timini *et alia* al que se hace referencia no distingue entre tratados bilaterales y multilaterales, si lo hace entre diferentes tipos de Tratados. Los resultados obtenidos indican un efecto positivo sobre el comercio bilateral de todos los tipos de Tratados, especialmente de los más amplios, las Uniones Aduaneras, los Mercados Comunes y las Uniones Económicas, pero también de los Acuerdos Preferenciales de dos direcciones. Sin embargo, los Acuerdos de Libre Comercio poseen un impacto sensiblemente menor, lo que no puede dejar de sorprender, ya que existe evidencia de mayores efectos conforme aumenta el grado de integración económica y los Tratados

Preferenciales son el primer peldaño en la escalera de integración. Esto significa que debe prestarse más atención a los diferentes tipos de Tratados. Finalmente, en el trabajo mencionado, que, como se deducirá de lo comentado, es muy rico en resultados de diversa índole, sus autores simulan también el efecto negativo sobre el comercio y el bienestar mundial de la ausencia de tratados, que se situaría entre un 1% y un 1,5% del PIB mundial.

Usando un modelo de gravedad, Jacopo Timini presentó también los resultados de la estimación realizada junto a Francesca Viani acerca de los efectos potenciales del acuerdo de la UE con Mercosur. El impacto sobre el comercio sería positivo y apreciable para los países que integran Mercosur, especialmente para Argentina y Brasil, pero es reducido para los países de la UE. Dentro de ésta, España y Portugal sobresalen por un mayor efecto, como países más involucrados en el comercio con esa área. Es claro que Europa no debe renunciar a los beneficios de este acuerdo, cuya firma se encuentra paralizada por un restringido grupo de países que reclaman mayores exigencias medioambientales, que en alguna medida ocultan temores acerca del impacto que podría tener el tratado sobre sus agriculturas. Los países de Mercosur poseen una gran capacidad de oferta de alimentos, como se está comprobando a través del rápido crecimiento de sus exportaciones hacia China, un país cada vez más involucrado en el área a través de nuevas inversiones directas y créditos diversos.

En la IV JII también hubo espacio para la una presentación realizada por Joaquín María Núñez Varo, que mostró los avances realizados por el ICEX España Exportación e Inversiones en la evaluación de sus actuaciones de apoyo a la exportación. Los resultados obtenidos indican que, en general, con el apoyo de ICEX, se logra un incremento en la cifra de negocios y en la exportación de bienes de las empresas, aunque este efecto, y su duración en el tiempo, varían en función de las características de las empresas, su tamaño, antigüedad y presencia en los mercados exteriores.

La evaluación de los resultados de la política de apoyo a la exportación es una pieza clave para perfilarla mejor de cara al futuro, por lo que resulta encomiable que se trate de abordar con una creciente profundidad. Ello forma parte del esfuerzo de la Secretaría de Estado de Comercio por definir una política de internacionalización cada vez más ambiciosa, que posee un reflejo fiel en el recientemente publicado Plan de Acción para La internacionalización de la Economía Española 2021-2022. El ICEX quiere utilizar técnicas de *machine learning* para evaluar el impacto de los diferentes tipos de apoyo prestados a las empresas

a corto y medio plazo, distinguiendo entre diferentes grupos de empresas. Ello permitirá personalizar los apoyos, definiendo mejor cual es el más adecuado para cada empresa, en función de sus características.

5 La investigación sobre la IED y la política de atracción de inversiones exteriores

Los flujos de inversión internacional acusaron en mayor medida aún que el comercio los efectos de la pandemia. Según la UNCTAD, en 2020, la IED descendió un 42%, en línea con lo inicialmente esperado, mostrando cifras que no se conocían desde 1990, y cerca de un 30% inferiores a las registradas en los años recesivos 2008-2009. Además, a diferencia de lo que ocurre en el comercio, no se prevé una evolución positiva para 2021, habida cuenta del entorno internacional de elevada incertidumbre que hoy prevalece.

España, sin embargo, consiguió mantener las entradas brutas por IED en cifras similares a las de años anteriores, 23.824 millones de euros, algo sin duda meritorio en el depresivo marco descrito. España ha mantenido una excelente trayectoria en la atracción de IED, destacada dentro de la UE, en particular en comparación con los viejos países. Pero en la última década su peso en la IED total recibida por esta área común ha caído, por lo que no cabe duda de que España debe aumentar sus esfuerzos por atraer IED, sobre todo habida cuenta del reto de crecimiento y reindustrialización al que ha de enfrentarse en los próximos años. Eso significa que la política de atracción de capital extranjero debe ser reforzada, al igual que lo está siendo la política comercial, que además ha ampliado su alcance, dirigiéndose no sólo a los bienes, sino también hacia los servicios, en donde España cuenta con un saldo exterior muy positivo, y no sólo en los turísticos, sino también en los no turísticos.

Los réditos del capital extranjero en España han sido claramente positivos, según han mostrado muchos estudios, aunque la mayoría referidos a épocas ya muy distantes, que bien merecerían ser actualizados, para contemplar el mundo actual, más complejo y con elevada presencia de CGV (como se hace por ejemplo en Mercer-Blackman *at alia*, 2021). Pero es sin duda una apreciable novedad la ponencia que presentó Oscar Bajo en esta edición de las JII. Este investigador ha estimado el impacto de la inversión extranjera directa sobre el crecimiento del PIB español en el largo período comprendido entre 1964 y 2013. Sus resultados indican que el 13,6% del aumento del PIB se habría debido al

capital extranjero, justificando un porcentaje muy elevado de la productividad total de factores, aunque calculada después de restar los efectos del capital humano, que son muy importantes también. Los efectos de la IED son mucho más relevantes hasta 1974.

Las empresas de capital extranjero han sido una fuente importante de importación de tecnología. En la ponencia presentada por Ruth Rama, se da cuenta del trabajo realizado junto a Antonio García Sánchez, el cual pone de relieve que estas empresas sobresalen por su mayor capacidad de cooperación tecnológica, cuando se comparan con empresas nacionales no integradas en grupos. No obstante, hay que advertir que los grupos empresariales tienden a incrementar la dinámica cooperativa y resultan más importantes para explicar ésta que la nacionalidad del capital de la empresa.

Para cerrar este somero repaso a lo tratado en la IV Jornada de investigación en internacionalización, conviene sólo añadir que espero haber convencido al lector del gran interés y la actualidad de las ponencias presentadas, que fueron intensamente debatidas por los participantes. También comparto con Gonzalo Solana la esperanza de que las conclusiones alcanzadas sean de utilidad, tanto para estimular el trabajo futuro de los investigadores, como para facilitar a los *policy makers* la toma de sus decisiones.

Bibliografía

Mercer-Blackman, V.; Xiang, W. y Khan, F.(2021). “Understanding FDI spillovers in the presence de GCVs”, Banco Mundial, *Policy Research Working Paper,* 9645.

Minondo, A. (2021). “Los márgenes de las exportaciones y la recuperación económica”, *Blog de Economía de Alde*, 4 de mayo.



Cátedra Global Nebrija Santander en Internacionalización de Empresas

www.nebrija.com/catedras/nebrija-santander-internacionalizacion-empresas/

Instituto Complutense de Estudios Internacionales

www.ucm.es/icei