Evaluando la diversificación productiva a través de modelos de transición suave

Yuri Landa Arroyo
https://orcid.org/0000-0003-0221-227X
Universidad de Lima, Facultad de Ciencias Empresariales y Económicas,
Carrera de Economía, Lima, Perú
Correo electrónico: ylanda@ulima.edu.pe

Leslie Arroyo Mendoza
https://orcid.org/0000-0001-5251-6816
Universidad Nacional de Ingeniería, posgrado en Ingeniería Financiera, Lima, Perú
Correo electrónico: leslie.arroyo.m@uni.pe

Recibido: 21 de septiembre del 2021 / Aprobado: 9 de noviembre del 2021
doi: https://doi.org/10.26439/ddee.vi001.5446

RESUMEN. Con la finalidad de explicar por qué la diversificación en el Perú ha mostrado una reversión hacia la concentración de la cartera exportadora, se recurre a modelos econométricos de transición suave para reducir las restricciones en los parámetros que caracterizan la relación entre dos variables de interés: la diversificación y la infraestructura productiva, medida a través de la potencia eléctrica. Con ello se encuentra que los precios de los *commodities*, como variable de transición, revierten la relación entre las variables de interés mencionadas; asimismo, se determina que las variaciones porcentuales de la potencia eléctrica han contribuido a la concentración de las ventas peruanas en menos líneas de exportación; y, de forma contraria, fomentan la diversificación respecto al valor de las mismas, medidas por medio de los márgenes extensivo e intensivo del índice de Theil, respectivamente.

PALABRAS CLAVE: diversificación / cambio estructural / LVSTAR / *commodities* / efectos no lineales

Este es un artículo de acceso abierto, distribuido bajo los términos de la licencia Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0).

EVALUATING PRODUCTIVE DIVERSIFICATION THROUGH SMOOTH TRANSITION MODELS

ABSTRACT. In order to explain why diversification in Peru has shown a reversion towards the concentration of the export portfolio, we use econometric models of smooth transition that reduce the restrictions in the parameters that characterize the relationship between two variables of interest: diversification and productive infrastructure variables such as electrical power. With this, it is found that commodity prices, as a transition variable, alter the relationship between the mentioned variables; in addition, it is determined that the percentage variations in electrical power have contributed to the concentration of Peruvian sales in fewer export lines; and, on the contrary, encourages diversification with respect to their value, measured through extensive margins. and intensive of the Theil index, respectively.

KEYWORDS: diversification / structural change / LVSTAR / commodities / non-linear effects

Códigos JEL: C24, F14, F41, L16, O14

INTRODUCCIÓN

La división del trabajo es reconocida, desde los inicios de la ciencia económica, como una fuente de productividad, gracias a la especialización que se logra en el desempeño de la tarea dividida. Este proceso, que se identifica inicialmente dentro de la empresa (Smith, 1958), se ha extendido al ámbito interempresarial y, desde la segunda mitad del siglo xx, hacia el espacio internacional (Baldwin & Lopez-Gonzalez, 2013; Elms & Low, 2013; Timmer et al., 2014). Mientras las unidades empresariales ganan productividad especializándose o concentrándose en la producción de solo una parte de un bien mayor, la agregación de estas líneas de producción en la canasta exportadora de un país se muestra en conjunto como un todo diversificado, compuesto por una variedad de bienes heterogéneos. De esta manera, la diversificación se convierte en un rasgo de la estructura productiva de un país cuando está formada por una variedad de empresas especializadas.

Así, múltiples estudios demuestran que existe una relación favorable entre diversificación y crecimiento económico (Al-Marhubi, 2000; Herzer & Nowak-Lehnmann D., 2006; Parteka & Tamberi, 2013; Mania & Rieber, 2019; Alomari & Bashayreh, 2020), y con la equidad en la distribución del ingreso, especialmente para economías en desarrollo (Hartmann et al., 2017). Sin embargo, Imbs y Wacziarg (2003) demuestran que, una vez que una economía alcanza cierto ingreso per cápita, luego de haberse diversificado, se reespecializa en la producción de bienes, pero esta vez, de mayor valor agregado, lo cual refuerza su crecimiento. Por lo tanto, la relación entre diversificación y crecimiento económico mostraría un comportamiento no lineal.

La dicotomía entre la concentración y la diversificación también se refleja en la evolución de las teorías de comercio internacional, cuyos avances están ligados, además, al nivel de desagregación de la información que evalúan. Así, superando el modelo de comercio desarrollado por Heckscher y Ohlin (Ohlin, 1935), que parte de una agregación básica de factores productivos de un país —en capital y trabajo—, la llamada "nueva teoría del comercio" planteada por Helpman, Krugman y Melitz (Krugman et al., 2012) utiliza datos desagregados incluso hasta el nivel empresarial, con los que puede explicar el comercio intraindustrial que sucede entre economías con la misma composición de factores productivos básicos, pero con unidades productivas especializadas. Este enfoque se complementa con las evaluaciones desagregadas por producto hechas por Hidalgo y Hausmann (2009), lo que les permite añadir el concepto de complejidad industrial, que relaciona el grado de sofisticación de un producto con el nivel de ingresos del país que lo exporta; además, constata que ambos rasgos —diversificación y complejidad— son el reflejo de capacidades productivas flexibles que se demuestran determinantes del crecimiento económico (Hausmann et al., 2007).

Por todo ello, la diversificación productiva se plantea como una meta deseable para aquellas economías especializadas (entiéndase concentradas) en la exportación de

materias primas de poco valor agregado. No obstante, esta voluntad diversificadora se enfrenta a un escenario mundial, donde, por el contrario, los incentivos que generan los altos precios de los *commodities* promueven precisamente la concentración de la canasta exportadora en un número reducido de este tipo de bienes (International Monetary Fund [IMF], 2014).

De acuerdo con la literatura consultada, entre los factores que favorecen la diversificación de una economía se encuentran la simplificación de procedimientos comerciales (Dennis & Shepherd, 2011), la acumulación del capital humano (Agosin et al., 2011), el acceso a servicios financieros (Nieminen, 2020), mejoras en la infraestructura productiva (Osakwe & Kilolo, 2018; Ur Rehman et al., 2021), entre otros. Sin embargo, todo esto se demuestra muy efectivo cuando está organizado en el marco de políticas industriales verticales de largo plazo, tal como lo revela la experiencia asiática (Landa Arroyo, 2020). En el presente estudio ampliaremos la evaluación del efecto de la infraestructura productiva sobre la diversificación utilizando la potencia eléctrica como *proxy*, aspecto no desarrollado en las investigaciones sobre el Perú.

En este contexto, es importante, asimismo, el estudio de la forma como una variable ejerce impacto sobre otra, especialmente para economías con abundantes recursos naturales, pues normalmente sus cuentas macroeconómicas se ven muy afectadas por los vaivenes de los precios internacionales. Así lo demuestran Bigio y Salas (2006), quienes al estudiar los efectos de choques en el tipo de cambio real sobre el producto bruto interno (PBI) hallaron que las depreciaciones son contractivas en el corto plazo; además, identificaron mediante la metodología de vectores autorregresivos de transición suave que las variaciones en el PBI eran de mayor magnitud en ciertos tramos del ciclo económico. De la misma forma, los estudios que consideran a los países exportadores de *commodities* encuentran que, en aquellos con poca integración financiera, la volatilidad del precio de los *commodities* afecta considerable y negativamente a la volatilidad del tipo de cambio real efectivo (Boubakri et al., 2019). Así, la evidencia de efectos diferenciados provocados por no linealidades que median la relación entre variables externas y agregados macroeconómicos hace necesario emplear una metodología que permita hacer patentes los distintos patrones que puede tener el comportamiento de la diversificación frente a los precios de los *commodities*.

Por lo tanto, el presente artículo desarrolla el tema de la siguiente manera: luego de esta introducción, se describen los avances en las estrategias econométricas no lineales que evalúan el efecto de una variable sobre otras y en la medición de la diversificación productiva; seguidamente, se exponen las metodologías usadas en este trabajo para la medición de los efectos no lineales y de la diversificación; luego, se muestran los resultados; y, finalmente, se discuten y concluyen los hallazgos.

LOS EFECTOS NO LINEALES ENTRE VARIABLES Y LA DIVERSIFICACIÓN PRODUCTIVA

Efectos no lineales entre variables macroeconómicas

En la literatura estándar, la forma funcional subyacente entre variables macroeconómicas parte del supuesto de que se trata de vínculos lineales y permanentes. Un ejemplo dentro del ámbito lineal se encuentra en la metodología de vectores autorregresivos (VAR) que permite solucionar problemas de endogeneidad, los cuales suelen aparecer por las relaciones bidireccionales que presentan las variables económicas. Así, Akram (2009) la utiliza para evaluar empíricamente la interrelación entre las tasas de interés reales y los precios de los *commodities*. A partir de la regla de Hotelling (1931), esta sería una relación negativa bajo la condición de no arbitraje; no obstante, encuentra que *shocks* positivos en los precios reales del petróleo deprimen la actividad económica por un extenso periodo, reducen las tasas de interés reales en el corto plazo, mientras que el tipo de cambio se deprecia. Asimismo, los *shocks* positivos de las tasas de interés provocan un porcentaje considerable de la varianza del error de predicción, es decir, en el total de fluctuaciones (temporales y permanentes) en los precios reales de *commodities*, específicamente, el precio del petróleo y de materias primas. Por otro lado, Kurmajit et al. (2012) afirman que la metodología VAR es limitada, pues al analizar los efectos de los precios del petróleo sobre la producción industrial en la India para los años comprendidos entre 1994 y 2010, encuentran que estos resultan pequeños en magnitud y varían según el periodo estudiado. La causa es atribuida a la cambiante estructura económica y a la política de control de precios sobre el petróleo, diésel, querosene y gas licuado de petróleo. De manera que, para tener en consideración la posibilidad de parámetros sensibles al contexto, se requiere de alguna metodología que comprenda no linealidades.

Con la finalidad de interpretar mejor los datos y la realidad, se han adoptado metodologías que permiten abarcar asimetrías en los efectos de *shocks* económicos, para lo cual se incluyen no linealidades en la estimación. El procedimiento parte del ajuste lineal, dentro del cual se añaden funciones de transformación de los datos o términos similares que permiten relajar los supuestos metodológicos iniciales. Por ejemplo, Cuñado y Pérez de Gracia (2003) han constatado que los *commodities* muestran dinámicas no lineales mediante el uso de una gama de *proxies* de *shocks* de precio de petróleo; determinan que la causalidad a lo Granger se aprecia mejor cuando evalúan solo las variaciones positivas en los precios sobre las tasas de crecimiento del índice de producción industrial. En la misma línea, Atil et al. (2014) buscaron estimar los parámetros de una serie de tiempo dentro de un modelo lineal de corrección de errores, para lo cual, posteriormente, realizaron la descomposición de la variable exógena en variaciones positivas y negativas, enfoque que se denomina modelo de rezagos autorregresivos distribuidos no lineal (NARDL). Con dicho modelo observaron que los *shocks*

de precio de los *commodities* pueden tener un comportamiento asimétrico, tal como ocurre en el mecanismo de transmisión entre los precios del petróleo crudo y el precio del gas natural, que da mayor ponderación a los *shocks* negativos de petróleo respecto a los positivos. Asimismo, Chen et al. (2019), mediante un VAR de Markov que permite que los parámetros puedan cambiar según el contexto, estudiaron la dinámica del precio del cobre al relacionarla con movimientos en la oferta y demanda, factores financieros y especulación financiera. Con ello determinaron que los factores financieros: tipo de cambio, tasa de interés de la FED y precio del petróleo, son significativos en diferentes estados latentes de la economía (caída pronunciada, caída leve y crecimiento constante), representados por la variable de transición. Igualmente, Rafiq y Bloch (2016) muestran evidencia de la presencia de no linealidades en los precios de 25 *commodities*, que excluyen al petróleo, mediante el uso de la metodología NARDL, gracias a lo cual hallan que *shocks* positivos de petróleo exhiben una mayor significancia, ya que incrementan los precios de otros 20 *commodities*, mientras que los *shocks* negativos son solo significativos para el precio de la lana, el maíz y el aluminio.

En este contexto, el comportamiento no lineal en los precios de los *commodities* puede ser representado mediante herramientas econométricas de cambio de régimen. Estas utilizan una variable de transición que actúa como un ámbito mediador en la relación entre otras variables de interés, de tal manera que tomando diferentes valores permite reflejar dinámicas económicas correspondientes a distintos contextos. Por ejemplo, Fahmy (2019) estudia el precio CIF del aceite de palma, plátano, café, madera, algodón y tabaco, para cada uno de los cuales ajusta modelos de transición fluida con cambios de régimen. Encuentra que el precio del petróleo actúa como variable de transición que influye sobre la relación entre la variable dependiente y sus rezagos, lo cual confirmaría que esta variable juega un rol importante para la determinación de los precios CIF, pues dependen del flete, ya sea aéreo o marítimo. Otra investigación que se basa en transición suave es la de Cagli et al. (2019), quienes aplicaron un modelo de corrección de errores con base en las pruebas de raíz unitaria aplicadas sobre los precios *spot* y futuros del petróleo WTI y Brent, con el uso del modelo autorregresivo de transición suave exponencial (ESTAR). No rechazan la hipótesis de presencia de raíz unitaria y determinan una relación de cointegración entre dichos precios. Además, aplicaron una prueba de causalidad no lineal de Granger a partir de un VAR, con lo que descubren la presencia de causalidad bidireccional entre los precios *spot* y futuros del petróleo WTI.

Todas estas evidencias motivan el uso de una metodología que permita identificar los distintos patrones que puedan darse en la diversificación productiva frente a los precios de los *commodities*. En este sentido, Cadot et al. (2011) identifican un punto de inflexión en el índice de diversificación de Theil frente al PBI, con lo que muestran un comportamiento cuadrático convexo. La flexibilización del modelamiento econométrico da lugar a la posibilidad de evaluar efectos *spillover* de los precios de *commodities* y

considerar dichas dinámicas que influyan sobre la relación entre agregados económicos y la diversificación exportadora.

Imbs y Wacziarg (2003) fueron de los primeros en describir cómo el grado de diversificación y el umbral de cambio hacia la concentración exportadora son diferentes para cada país. De la misma forma, Aditya y Acharyya (2013) determinaron mediante la metodología generalizada de momentos que la especialización, medida con una modificación Michaely del índice de Hirschman, tiene un impacto negativo sobre el ingreso hasta que alcanza un máximo, a partir del cual la concentración exportadora afecta positivamente al crecimiento del PBI. Di Salvo (2015), a partir de las evidencias anteriores, actualizó el estudio del comportamiento no monotónico del índice de Herfindahl-Hirschman (HHI), y muestra una relación de U invertida asimétrica con el logaritmo del PBI. Posteriormente, Garrido-Prada et al. (2019) caracterizaron la relación entre la diversificación exportadora y geográfica, y el comportamiento financiero de las empresas; indican que la diversificación de productos tiene un nexo con forma de U invertida solo en países con alto grado de diversificación geográfica. La diversificación medida a través del índice de Herfindahl para los países del Asia Sur fue estudiada por Munir y Javed (2018), quienes observan que el término cuadrático está negativamente relacionado con el crecimiento económico.

Las últimas documentaciones de los impactos macroeconómicos del comportamiento no lineal de la diversificación indican que existe una relación de largo plazo entre la diversificación y la inequidad en el ingreso a nivel global para economías de ingresos bajos, medios y altos, donde se corrobora la forma de U invertida asociada con la diversificación (Le et al., 2020). Dicho nexo se materializa también en la *shadow economy*, es decir, en las actividades no contabilizadas oficialmente; nuevamente, se verifica la presencia de un punto de quiebre en el que el comportamiento se vuelve contrario al inicial; es decir, la asociación es positiva en el término lineal, mientras que es negativa en el término cuadrático, por lo que se permitiría la reducción de la *shadow economy* solo en niveles altos de diversificación (Canh & Thanh, 2020). A nivel microeconómico, Xuefeng y Yasar (2016) encontraron una relación cuadrática entre la diversificación en destinos de exportación y la productividad de las empresas; ellos explican que podría originarse en los costos iniciales de la diversificación, pues su magnitud hace que la inversión sea restrictiva. Afirman que luego de que las empresas logran ingresar a más mercados adquieren mayor conocimiento; con dicha experiencia podrán alcanzar mayores niveles de productividad.

En este contexto, la economía peruana, al ser un país con abundantes recursos naturales y con dolarización financiera, está expuesto a variaciones en el tipo de cambio y en los precios de los *commodities*, cambios que alteran la posición de deuda de las empresas, lo que a su vez afecta la inversión agregada y la actividad económica (Banco Central de Reserva del Perú, 2006). De ahí el interés por evaluar el comportamiento no lineal que tendría la interrelación del índice de diversificación de Theil, en sus márgenes intensivo y extensivo, con un elemento de la infraestructura productiva, como es la

potencia eléctrica. Se postula que, a nivel macroeconómico, la potencia eléctrica podría estar relacionada con la diversificación, ya que un mejor acceso a este servicio puede fomentar la apertura de empresas industriales que lo requieran para el proceso de producción. Se sabe que la generación eléctrica se planifica a partir de una demanda predecible o esperada; de esta forma, la implementación de sistemas de mayor flujo eléctrico se daría por presiones de demanda (Weedy et al., 2012). La potencia eléctrica refleja la cantidad de energía por unidad de tiempo, resultado del voltaje y su corriente; entonces, en una empresa, el acceso a una mayor potencia eléctrica podría traducirse en una producción más eficiente desde el punto de vista energético. Así, si las empresas cuentan con mejor infraestructura eléctrica, sin la necesidad de invertir en nuevas tecnologías, podría ello fomentar la diversificación productiva. Por otro lado, Xuefeng y Yasar (2016) afirman que los altos costos de la diversificación direccionados a tecnología y conocimiento, además de *know-how*, disminuyen la productividad de las empresas hasta que estas alcanzan cierto umbral de expansión de su mercado exportador. Luego de realizar dichas inversiones, logran acceder a economías de escala y de alcance, lo cual revierte el efecto negativo; en consecuencia, una mayor diversificación incrementaría la productividad de las empresas, dado que pueden producir a un menor costo promedio.

Por lo tanto, en vista de que la demanda por potencia eléctrica sucede antes que la generación del flujo eléctrico y que las capacidades productivas de las empresas pueden mejorar para diversificar, o, de forma inversa, pueden diversificar y luego obtener conocimiento que les permite una producción más eficiente, se plantea la posible presencia de una relación bidireccional entre la diversificación de la canasta exportadora y la potencia eléctrica, para lo cual se recurrirá al uso de VAR. Además, se considera un tipo específico de VAR, de transición suave, para permitir que la relación entre estas variables de interés cambie según el contexto externo reflejado por una variable de transición que condense la información de los principales *commodities* comerciados por el Perú.

LA DIVERSIFICACIÓN PRODUCTIVA

En la literatura, la diversificación se cuantifica mediante medidas de dispersión aplicadas a la canasta exportadora, debido a que esta refleja la estructura productiva del sector transable de un país. Así, para medir la diversificación, Imbs y Wacziarg (2003) utilizan la distancia entre el valor máximo y mínimo de las exportaciones, los coeficientes de variación, de Gini y de Herfindahl; Al-Marhubi (2000) emplea el número de productos exportados, la desviación absoluta de la estructura de exportaciones respecto a la estructura promedio mundial y el índice de Hirschman; mientras que Nieminen (2020) usa el número de exportadores para estimar el margen extensivo de la diversificación; y Cadot et al. (2011) aplican los índices de Gini, de Herfindahl y de Theil. Respecto a este último (Theil, 1973), se trata de una medida de diversificación más precisa, en vista de que permite evaluar la heterogeneidad de un conjunto de datos de manera doble: por

un lado, según su número de elementos diferentes (margen extensivo) y, por otro lado, según el valor de los mismos (margen intensivo) (IMF, 2014; Giri et al., 2019). Estos índices son los que se utilizarán en el presente estudio, en vista de que permiten separar los cambios en la variedad de productos exportados —lo que podría reflejar una ampliación de las capacidades productivas— de los cambios en su valor, lo que mostraría una homogeneización de los ingresos monetarios que generan las capacidades existentes.

CONSTRUCCIÓN DE LAS VARIABLES PRINCIPALES Y EL MÉTODO DE ESTIMACIÓN

Datos

Las variables que se usarán para construir los índices por evaluar son las exportaciones, los precios de los *commodities* que exporta el Perú, la potencia eléctrica y el PBI. Las exportaciones se utilizarán para construir el índice de Theil y provienen del Observatorio de Complejidad Económica (Simoes & Hidalgo, 2011). Esta data contiene el comercio mundial a nivel de producto, con cuatro dígitos de detalle según el estándar SITC (*Standard International Trade Classification*, revisión 2), desde 1962 hasta 2017. Los precios de los *commodities* son tomados del Banco Mundial (2021) y se usan para construir un índice ponderado que refleje el grueso de las exportaciones peruanas. La potencia eléctrica, al ser un componente de la infraestructura, servirá como una variable *proxy* de las condiciones productivas a las que se enfrentan las empresas, y es tomada del Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI, 2020c) desde el año 1970 hasta 2017. Para el producto bruto interno (PBI) se ha recurrido a la base de datos del Penn World Table (Feenstra et al., 2015) en su décima edición. El producto es medido en términos reales, a precios constantes del 2011 en miles de soles.

Índice de Theil

La construcción del índice de Theil se hizo mediante el siguiente procedimiento algebraico. Sea n el conjunto total de líneas de exportación de un país en un año, x_k el valor monetario de una línea específica, y μ el valor promedio de las exportaciones; entonces, el índice de Theil de ese país para un año se calcula con (1):

$$\text{Theil} = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} \frac{x_k}{\mu} ln\, ln\left(\frac{x_k}{\mu}\right) \qquad (1)$$

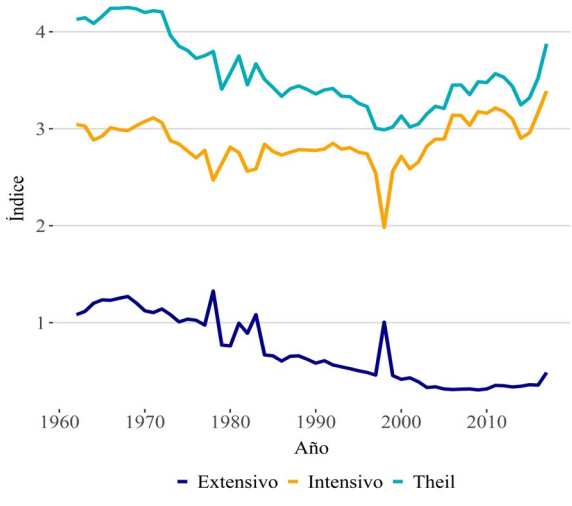
El resultado es un valor estandarizado que refleja una mayor diversificación cuanto más pequeña es la cifra obtenida. Para descomponer este índice en su margen extensivo e intensivo, definimos n como el total de líneas de exportación del mundo y j como las particiones en las que se pueden agrupar; entonces, n_j y μ_j serán el número de líneas de exportación y su valor promedio en el grupo j, respectivamente. Si las exportaciones

de un país se agrupan en $J + 1$ particiones, se puede asignar al grupo $j = 0$ las líneas que un país no exporta en un año específico, mientras que al grupo $j = 1$ las líneas que sí exporta. Así, de acuerdo con Cadot et al. (2011), la expresión (2) muestra el índice de Theil descompuesto de tal manera que el primer sumando mide la diversificación de una canasta según los cambios en el número de líneas de exportación, conocido como *margen extensivo*; mientras que el segundo sumando mide los cambios en el peso del valor monetario de los componentes de la canasta, conocido como *margen intensivo*.

$$\text{Theil} = \sum_{j=0}^{J} \frac{n_j}{n}\frac{\mu_j}{\mu} ln\, ln\left(\frac{\mu_j}{\mu}\right) + \sum_{j=0}^{J} \frac{n_j}{n}\frac{\mu_j}{\mu}\left[\frac{1}{n_j}\sum_{k\varepsilon G_j} \frac{x_k}{\mu_j} ln\left(\frac{x_k}{\mu_j}\right)\right] \qquad (2)$$

Para el cálculo del índice de Theil, se identificaron 987 líneas de exportación en el periodo 1962-2017. En la figura 1, se muestran las series para Theil y sus márgenes, donde queda claro que la diversificación es mayor en el margen extensivo, correspondiente a una mayor cantidad de líneas de exportación, en contraste con la concentración de ponderaciones en la canasta exportadora. Entendemos que una mayor cantidad en las líneas de exportación sería un reflejo de una diversificación en las capacidades productivas del país, mientras que una concentración en los valores ponderados de la canasta reflejaría una mayor heterogeneidad de los resultados monetarios, pero bajo la misma estructura productiva.

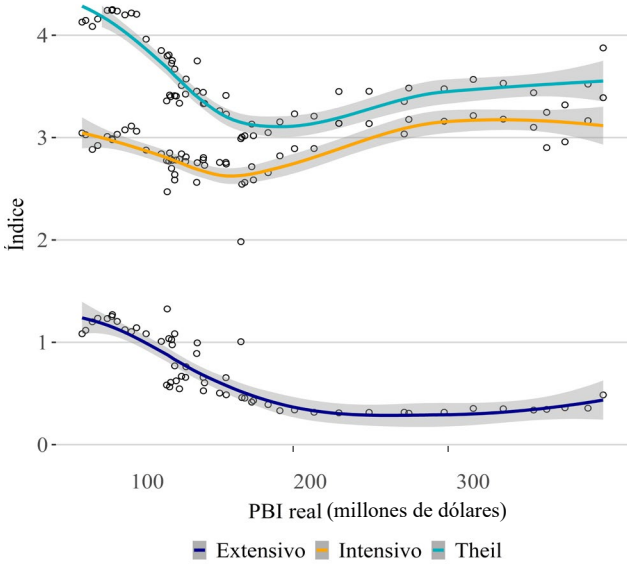
Figura 1
Índice de Theil y sus márgenes (1962-2017)



Nota. Elaboración propia a partir del Economic Complexity Observatory (Simoes & Hidalgo, 2011).

Figura 2

Relación del índice de Theil, sus márgenes y el PBI real



Nota. Elaboración propia a partir del Economic Complexity Observatory (Simoes & Hidalgo, 2011).

En la figura 2, se relaciona el PBI real con la versión compuesta de Theil, donde se observa una mejor diversificación vinculada con niveles medios de PBI. Los datos reflejan que niveles bajos de PBI están acompañados de una alta concentración de la canasta exportadora, mientras que valores altos de PBI se asocian con una canasta algo menos concentrada. La inflexión de la curva se presenta a partir de un producto de aproximadamente 200 millones de dólares. En la misma figura 2, se descompone el índice de Theil frente a sus márgenes, y revela que esta concentración resulta del comportamiento no lineal de forma convexa del margen intensivo, mientras que el margen extensivo corresponde de forma cuasi lineal negativa al PBI real. Esto último demuestra un aumento de líneas de exportación, lo que a su vez refleja una ampliación de las capacidades productivas, como se sabe, ocurridas en el sector agrícola, motivadas por facilidades de acceso a nuevos mercados obtenidas por medio de los tratados de libre comercio firmados por el país. Sin embargo, la metodología que aplicamos a continuación ayudará a evaluar la significancia y estabilidad de esta diversificación en el margen extensivo, y, en lo que concierne al margen intensivo, a entender la causa de tal reversión hacia la concentración en los valores monetarios de la canasta.

Precio de los metales: análisis de componentes principales

La minería es una actividad económica relevante para el país, pues representó, en promedio, 8,9 % del PBI para el periodo 2007-2019 (INEI, 2020b), y depende estrechamente de los precios internacionales de los metales. Los principales metales que se producen son cobre, oro, zinc, plomo, molibdeno, hierro, estaño y plata, cuyas participaciones en la exportación total peruana fueron de 30,4 %, 16,8 %, 5,2 %, 3,1 %, 1,2 %, 1,0 %, 0,7 % y 0,3 %, respectivamente, en el año 2018 (INEI, 2020a). Debido a la exposición del PBI causada por la minería metálica, se espera que sus precios tengan influencia sobre el comportamiento de la estructura de las exportaciones. Con el fin de estudiar los efectos de estos precios sobre la diversificación, se realiza un análisis de componentes principales (PCA, por sus siglas en inglés) que permita capturar las variaciones de los precios y reducir la dimensionalidad de los datos. Se recurrió a la base de datos del Banco Mundial (2021) para obtener los precios de los metales de mayor importancia en el planeta, y se seleccionaron los precios del cobre, plomo, estaño, zinc, oro y plata, los cuales conforman un conjunto de siete dimensiones.

A partir de los siete vectores, se estiman siete componentes, donde cada uno de estos es equivalente a una transformación lineal de los datos estandarizados. Cada componente se denota como $Z_i = Xu_i$, $i = 1, \ldots, 7$, y u_i es el vector de ponderaciones asignadas a cada variable. Los vectores u_i se obtienen a partir de la maximización de varianza de Z_i.

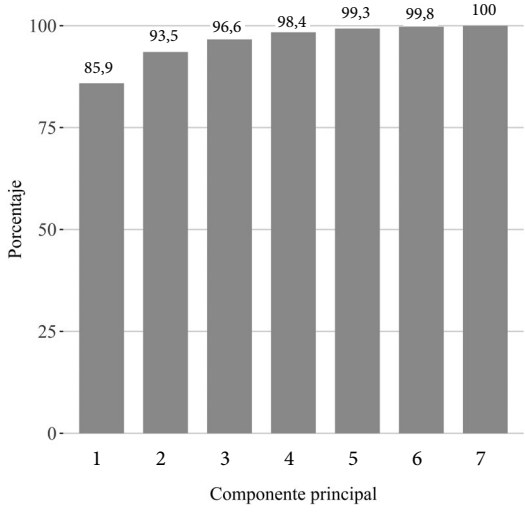
$$V(Z_i) = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} Z_{ij}^2 = \frac{1}{n} Z_i' Z_i = \frac{1}{n} u_i' X' X u_i = u_i' \Sigma u_i \qquad (3)$$

El procedimiento de maximización se realiza para la estimación de cada componente principal, sujeto a que estos deben ser ortogonales entre sí; de esta forma, no estarán correlacionados (Ruppert & Matteson, 2015).

El análisis muestra que el conjunto de datos de precios de siete minerales se descompone en siete componentes principales con diferentes aportes sobre la varianza total. Se selecciona solo el primero, dado que representa una adecuada proporción de la varianza total de la matriz de covarianzas obtenida; representa un 85,9 %, como se ve en la figura 3, del total de varianza del conjunto inicial.

Figura 3

Participación de los componentes principales sobre la varianza

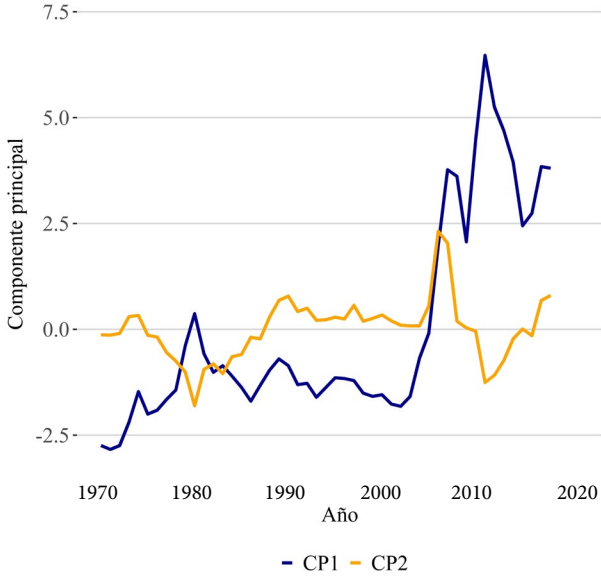


Nota. Elaboración propia a partir de Banco Mundial (2020).

En consecuencia, el primer componente (CP1) capta y condensa las fluctuaciones en un 85,9 % y, como se observa en las figuras 4 y 5, el comportamiento se interpreta como el crecimiento sostenido que afecta a todos los precios de los *commodities*, pues no solo tienen una tendencia positiva. Además, está positivamente correlacionado con los precios originales de los metales; de esa forma, el primer componente se interpreta como el aumento en el nivel de precios del conjunto total de *commodities* considerados: cobre, hierro, plomo, estaño, zinc, oro y plata. Se descarta el uso del segundo componente principal (CP2), debido a que su interpretación es limitada por su baja correlación con el conjunto inicial de datos. Igualmente, se visualiza que la trayectoria del CP1 en el tiempo es más variable respecto al siguiente componente principal (CP2); por ello, CP1 hará el papel de la variable de transición para la posterior estimación del modelo no lineal.

Figura 4

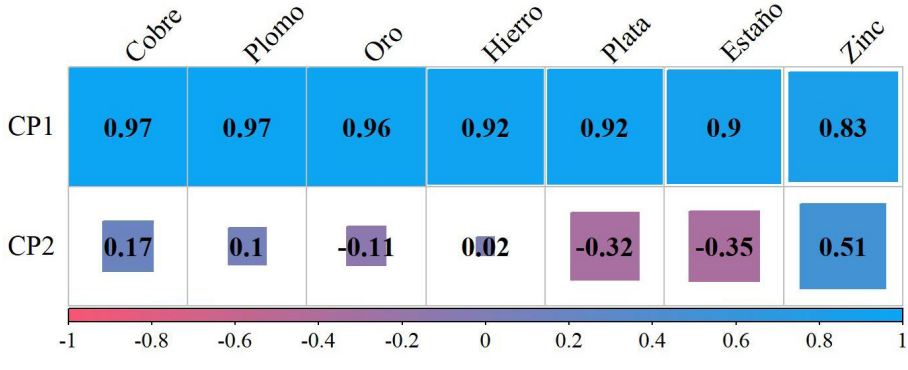
Comparación del primer y segundo componente principal (1962-2017)



Nota. Elaboración propia a partir de Banco Mundial (2020).

Figura 5

Correlación entre los precios de los metales y los componentes principales 1 y 2



Nota. Elaboración propia a partir de Banco Mundial (2020).

Vectores autorregresivos de transición fluida

En esta sección se dará una sucinta descripción del modelo matemático de la prueba de linealidad, que se ha seguido, a fin de realizar la identificación de las ecuaciones del modelo *logistic vector* STAR (LVSTAR). Finalmente, se describe la forma funcional del LVSTAR.

Para identificar la presencia de no linealidades entre el precio de los *commodities* obtenido del PCA de la sección anterior y las variables dependientes —índice de Theil, o sus márgenes—, y la potencia eléctrica, se requiere realizar la expansión de Taylor, para lo cual se tienen algunos supuestos que evitan la sobreparametrización. Se asumirá que existe una sola variable de transición, con lo cual se limita la investigación a considerar solo los efectos de los precios de los *commodities* y que esta variable controle la no linealidad de todas las ecuaciones presentes en el modelo; es decir, existe una sola función de transición que estará presente en las ecuaciones de las variables explicadas. Para determinar el número de rezagos óptimo del LVSTAR, se recurre al número de rezagos del VAR.

La serie de Theil y sus márgenes, al presentar un evidente quiebre temporal, no cumplían la condición de estacionariedad, por lo que se obtuvo la primera diferencia. Se diferenciaron las demás series de tiempo para la estimación del VAR reducido y se seleccionó el número de rezagos óptimo con el criterio de información de Hannan-Quinn.

Se procede a definir el modelo general LVSTAR propuesto por Teräsvirta y Yang (2014).

$$y_t = \left\{ \sum_{i=1}^{m} (G_t^{i-1} - G_t^i) F_i \right\} x_t + \epsilon_t \qquad (4)$$

Aquí, y_t es un vector que contiene a las p variables dependientes; y x_t es el vector de los rezagos de las variables dependientes; este presenta $(k * p + q)$ filas, donde k es el número de rezagos y q es 1 porque se incluye en el modelo un intercepto. m es el número de regímenes, que se pueden interpretar como estados de la economía. Respecto a $F_i = (A'_{i1}, \Phi'_i)'$, es la matriz que contiene a los vectores de coeficientes que acompañan al VAR; específicamente, A'_{i1} multiplica al primer rezago de la primera variable dependiente y Φ'_i son los coeficientes de los interceptos. Los supuestos del error ϵ_t son normalidad y comportamiento de ruido blanco.

En la ecuación, la no linealidad está especificada por G_t^i, una matriz diagonal que contiene las funciones de transición en el modelo general, i = 1, … , m – 1. Esta matriz toma el valor de la matriz identidad en el régimen 1, $G_t^0 = I$; de forma contraria, en el

régimen m, $G_t^m = 0$. La función que contiene la matriz restringe los valores de una serie de datos a un rango que comprende los reales entre el cero y uno. Dado que se postula que existen solo dos regímenes, $G_t^0 = I, G_t^2 = 0$, la matriz con funciones de transición es la siguiente:

$$G_t^1 = [g(\gamma_i, c_i)\ 0\ 0\ g(\gamma_i, c_i)\ ] \tag{5}$$

En el modelo bivariado con m = 2, el índice de Theil y la potencia eléctrica son las variables endógenas. Se tiene que la ecuación (6) se reduce, pues G_t^0 es una matriz identidad y se asume que la función de transición es la misma para ambas ecuaciones de las variables dependientes. En consecuencia, el modelo se simplifica y toma la siguiente forma:

$$y_t = \left(F'_1 + G_t(F'_2 - F'_1)\right)x_t + \epsilon_t \tag{6}$$

Donde, en una de las dos ecuaciones reducidas, g es la función logística creciente en la variable de transición, con rango [0,1], cuyos parámetros son la pendiente γ y el parámetro de locación que indica el punto de inflexión c.

$$g(\gamma, c) = (1 + exp\ exp\ \{-\gamma(s_t - c)\}\ )^{-1} \tag{7}$$

Las pruebas de linealidad contra el STAR asumen que las series de tiempo tienen una distribución asintótica chi-cuadrado, y si estas son conducidas con series que presentan raíz unitaria, la distribución asintótica será no estándar (Kiliç, 2004). Para que la ecuación (10), de un solo rezago, sea lineal, se requiere que el parámetro de la pendiente sea igual a cero, de forma tal que $g(\gamma_{ji}, c_{ji}), j = \{1,2\}$ se reduce a 1/2. Comprobar que $\gamma = 0$ es complejo, pues existen parámetros no identificados c, ϕ y ϕ^*, lo cual se resuelve al reemplazar la función logística con una aproximación de Taylor de primer grado alrededor de $\gamma = 0$.

$$y_t = \phi y_{t-1}\left(1 - g(\gamma, c, s_t)\right) + \phi^* y_{t-1} g(\gamma, c, s_t) + u_t, t = 1, \dots, T \tag{8}$$

Entonces, se plantea la estimación de las siguientes ecuaciones (9) y (10), donde Δth representa a la primera diferencia del logaritmo índice de Theil, en sus márgenes extensivo e intensivo; y Δpe representa la primera diferencia del logaritmo de la potencia eléctrica.

$$\begin{aligned} \Delta th_t = \alpha_{10} + (\phi_{1t}\Delta th_{t-1} + \beta_{1t}\Delta pe_{t-1}) \\ + G\left(\phi'_{1t}\Delta th_{t-1} + \beta'_{1t}\Delta pe_{t-1}\right) + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \tag{9}$$

$$\Delta pe_t = \alpha_{20} + (\phi_{2t}\Delta th_{t-1} + \beta_{2t}\Delta pe_{t-1}) + G\left(\phi'_{2t}\Delta th_{t-1} + \beta'_{2t}\Delta pe_{t-1}\right) + \varepsilon_{2t} \quad (10)$$

RESULTADOS

A partir de la estimación del VAR, se obtuvo la cantidad de rezagos óptimos. Luego, mediante la prueba de linealidad, se rechazó que el parámetro γ de la función logística g sea igual a cero en la expansión de Taylor de primer grado para el modelo STAR con dos regímenes y un rezago, donde la variable de transición es el primer componente del precio de los *commodities* (CP1). Las estimaciones econométricas para las ecuaciones (9) y (10) se realizaron mediante el código de acceso libre en *R* denominado *starvars* de Bucci et al. (2021). Los resultados se presentan en la tabla 1, en donde se tiene que el primer régimen m_1 está caracterizado por variaciones bajas de precios de los *commodities* y, de forma contraria, en el segundo régimen m_2, las variaciones de precios son altas.

Modelo base

Los resultados de la prueba de linealidad conjunta entre el índice de Theil y la potencia eléctrica como variables dependientes permiten rechazar la hipótesis nula con un *p*-valor de 0,0298, y, dado que se está trabajando con la diferencia de logaritmos, se analizarán los efectos en términos de variaciones porcentuales.

En el panel (a) de la tabla 1, se presentan los resultados para la ecuación (9) del índice de Theil. Se observa que, en el régimen de precios estables (m_1), variaciones en la potencia eléctrica fomentan la diversificación (–0,54), aunque de forma no significativa; sin embargo, en un escenario de saltos en los precios (m_2), una mayor potencia eléctrica promueve una concentración de la canasta exportadora (1,55), pero esta vez de manera significativa. Más aún, se aprecia a través de la pendiente $\gamma = 100$ del panel (a) que la velocidad de esta transición, de negativo a positivo, es más rápida en la ecuación del índice de Theil, respecto a la ecuación de la potencia eléctrica ($\gamma = 25$) en el panel (b). Esto significa que el efecto favorable sobre la diversificación que puede tener una mejora en la infraestructura productiva es rápidamente neutralizado y revertido por la cambiante demanda mundial de minerales reflejada en altos precios. Dicho empinamiento ha sido documentado anteriormente, específicamente en el cambio de dirección de la relación entre la diversificación y las variables crecimiento económico (Imbs & Wacziarg, 2003; Aditya & Acharyya, 2013; Di Salvo, 2015; Munir & Javed, 2018), desigualdad (Le et al., 2020), *shadow economy* (Canh & Thanh, 2020) y productividad (Xuefeng & Yasar, 2016), donde dicho cambio está próximo a darse en un punto o umbral, porque la pendiente de la función sigmoidea es alta.

Modelo extensivo

En cuanto al margen extensivo, la tabla 1, panel (a), muestra que sus variaciones están significativamente motivadas por su rezago y por variaciones en la potencia eléctrica, lo cual revela una incidencia de esta última variable en la reducción de las líneas exportadoras, en el escenario de cambios leves (m_1) en el precio de los *commodities*. Esto se corrobora en la figura 6 (a), que muestra los valores más altos del margen extensivo en la zona inicial tanto de la potencia eléctrica como del índice de precios de los *commodities* (CP1). Además, en la tabla resalta la pendiente de transición $\gamma = 100$, mientras que la transición de la potencia eléctrica es mucho más lenta por su pequeña pendiente, $\gamma = 6{,}71$, lo que podría explicarse por la naturaleza poco flexible de esta última variable, evidenciada en una baja pero presente correlación entre los primeros rezagos de los residuos.

A nivel agregado, que las empresas cuenten con una mayor potencia eléctrica incentivaría la especialización en la producción de ciertos bienes, pues en la canasta actual las formas más eficientes del uso de energía vuelven más rentable su producción. Por otro lado, dados la significancia y el signo del rezago de la misma variable explicada (Δth_{t-1}), se puede señalar que una mayor diversificación exportadora tiene un efecto multiplicador, tanto para un ámbito internacional con precios altos como con precios bajos de los *commodities*.

Modelo intensivo

A diferencia del modelo anterior, la evaluación del margen intensivo busca explicar los cambios que se dan en los valores monetarios exportados, relativos a la canasta total. Los resultados de la tabla 1, panel (a), indican que el margen intensivo está significativamente determinado tanto por sus valores pasados como por la potencia eléctrica en el régimen inicial m_1, pese a que en el régimen de precios altos m_2 no ocurra lo mismo. Particularmente, el primer rezago de la potencia eléctrica tiene un efecto positivo sobre la diversificación en el primer régimen, pues se obtuvo un coeficiente negativo de –2,21, lo que señala que un mejor acceso a electricidad promueve la homogeneización de los valores monetarios de las líneas de exportación que componen la canasta.

La figura 6 (b) ayuda a entender estos resultados. Se muestra que los pares ordenados formados por el margen intensivo y la potencia eléctrica están distribuidos de manera más uniforme a lo largo de los valores del componente de precios. También, se observa que los puntos con mayor diversificación (de menor altura) ocurren para los valores iniciales de CP1, corroborando lo detectado por la regresión.

Tabla 1

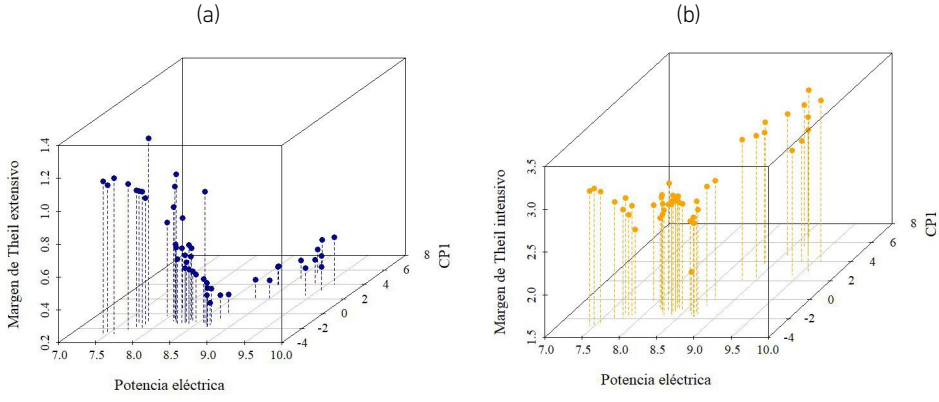
Resultados de los tres modelos STAR calculados

	Índice de Theil			Margen extensivo			Margen intensivo		
Régimen	Variable	Coeficiente		Variable	Coeficiente		Variable	Coeficiente	
				Panel (a)					
	th			***th***			***th***		
m_1	α	–0,02		α	–0,10	***	α	0,04	
	Δth_{t-1}	–0,34	***	Δth_{t-1}	–0,41	***	Δth_{t-1}	–0,59	***
	Δpe_{t-1}	–0,54		Δpe_{t-1}	2,31	***	Δpe_{t-1}	–2,21	***
m_2	α_0	–0,069	*	α_0	–0,04		α_0	0,01	
	Δth_{t-1}	0,11		Δth_{t-1}	–0,49	*	Δth_{t-1}	0,12	
	Δpe_{t-1}	1,55	***	Δpe_{t-1}	0,11		Δpe_{t-1}	0,47	
	γ	100,00		γ	100,00		γ	100,00	
	c	0,26		c	–0,17		c	–0,01	
				Panel (b)					
	pe			***pe***			***pe***		
m_1	α	0,04	***	α	0,03	***	α	0,04	***
	Δth_{t-1}	–0,08	*	Δth_{t-1}	0,00		Δth_{t-1}	–0,04	
	Δpe_{t-1}	0,08		Δpe_{t-1}	0,32	**	Δpe_{t-1}	0,09	
m_2	α_0	0,03	***	α_0	0,06	***	α_0	0,03	***
	Δth_{t-1}	0,00		Δth_{t-1}	–0,02		Δth_{t-1}	–0,01	
	Δpe_{t-1}	0,30	**	Δpe_{t-1}	–0,05		Δpe_{t-1}	0,30	**
	γ	25,00		Γ	6,71		γ	37,50	
	c	–0,03		c	–0,03		c	–0,03	

Nota. Coeficiente de significancia al 1 % (***), 5 % (**) y 10 % (*).

Figura 6

Relación entre el componente de precios, potencia eléctrica y los márgenes de Theil



Nota. Elaboración propia a partir del Economic Complexity Observatory (Simoes & Higaldo, 2011).

Por otra parte, en la tabla 1, panel (b), la potencia eléctrica está descrita únicamente por su primer rezago durante el régimen de variaciones altas de precios. Dicho comportamiento puede ser explicado por los residuos de la ecuación de la potencia eléctrica, debido a que estos presentan baja y significativa autocorrelación en el tercer rezago, lo cual señala una fuerte exogeneidad de este elemento de la infraestructura productiva.

CONCLUSIONES

Se ha observado que la relación entre la diversificación y la infraestructura en forma de potencia eléctrica varía de acuerdo con el contexto de los *commodities*, ya que, en general, en el segundo régimen vinculado a variaciones altas en los precios (m_2), la potencia eléctrica no tiene relación alguna con los márgenes, ya sea intensivo o extensivo, y solo tiene significancia al ser evaluada sobre el índice de Theil compuesto; de forma contraria, en un contexto de cambios leves en los precios (m_1), la potencia eléctrica se encuentra relacionada con la diversificación. Ahí, el signo negativo del coeficiente Δpe_{t-1} para el índice compuesto y el margen intensivo es respaldado por los resultados de Osakwe y Kilolo (2018), quienes concluyen que, luego de analizar la diversificación de 145 países en vías de desarrollo para los años 2003-2015 mediante el índice de Theil relativo, un mejor acceso a servicios e infraestructura promueve la diversificación exportadora. En el mismo sentido, Ur Rehman et al. (2021) identifican que, mediante la estimación de un modelo autorregresivo (ADRL) dinámico para China, la energía se relaciona significativa y positivamente con la diversificación en el corto plazo, gracias a su efecto en la industrialización intensiva en capital. Sin embargo, cabe resaltar que, en nuestro caso, la descomposición realizada en el índice de Theil permite identificar que dicha diversificación, en el contexto de precios estables, proviene de la estructura en proporciones monetarias y no de la ampliación de las capacidades productivas.

Respecto a la ecuación de la potencia eléctrica, una mayor diversificación compuesta en el escenario m_1 estaría ligada a una variación positiva de la misma, lo que podría deberse a un cambio en la forma de producción de las empresas. Esto concuerda con Xuefeng y Yasar (2016), quienes identifican un nivel de diversificación a partir del cual esta variable permite incrementar la productividad de las empresas. La presencia de dicha significancia podría confirmar el postulado de relación bidireccional, en el que la demanda por mayor flujo eléctrico proviene de la intención de las empresas de mejorar o ampliar sus capacidades productivas.

Estos resultados refuerzan la importancia de considerar efectos no lineales sobre los parámetros estimados, pues, a diferencia de estudios anteriores, la inclusión de una tercera variable dentro de un modelo de transición suave permite, gracias a ella, la identificación de contextos internacionales; además, los hallazgos son avalados por la literatura no lineal económica, puesto que se identificó que la diversificación cambia de comportamiento, lo

cual se ha evidenciado anteriormente sobre el nivel de ingresos (Imbs & Wacziarg, 2003; Aditya & Acharyya, 2013), PBI per cápita y PBI (Cadot et al., 2011; Di Salvo, 2015), el crecimiento económico (Munir & Javed, 2018) y el comportamiento financiero de las empresas (Garrido-Prada et al., 2019). Así, el componente principal de *commodities* hizo posible la mejora en la caracterización de la relación entre la infraestructura y la diversificación al considerar dos contextos de precios de metales, lo que permite precisar la evaluación de las políticas horizontales relativas a la infraestructura eléctrica.

Gracias a ello, podemos concluir que políticas horizontales, tales como una mayor inversión en infraestructura eléctrica, inclusive en un contexto de demanda mundial de *commodities* débil reflejado en sus precios, no han contribuido significativamente a la diversificación de las capacidades productivas del país, al estar asociadas a una reducción de las líneas de exportación (margen extensivo). Más aún, si consideramos, además, el escenario de altos precios, la relación de la potencia eléctrica con la diversificación de capacidades productivas se pierde. Esto reflejaría una estructura de producción rígida en el país fuertemente adecuada a la demanda mundial en cuanto a la provisión de materias primas, aspecto que el desarrollo de la infraestructura eléctrica no ha podido modificar.

En cuanto a la diversificación de los valores monetarios que generan las exportaciones (margen intensivo), bajo el régimen de precios estables, mejoras en la potencia eléctrica homogeneizan los ingresos, aunque no añaden capacidades diferentes; y, al considerar el contexto de alta demanda mundial de *commodities*, el efecto de la potencia eléctrica como parte de las políticas horizontales se pierde. No obstante, en este mismo escenario, el índice de Theil compuesto revela una concentración de las exportaciones, reafirmando la especialización rígida de la estructura productiva del país, difícilmente alterable por las políticas horizontales.

Esto da pie a la consideración de políticas verticales, como complemento a las anteriores, que promuevan el desarrollo de capacidades productivas específicas en líneas de producción más allá de las tradicionales, aunque siempre orientadas a la demanda internacional. Esto último requiere la solución de fallas de mercado que traban la adquisición o difusión del conocimiento, la asignación de recursos financieros o que limitan la coordinación de la producción entre sectores.

Créditos de autoría

Yuri Landa Arroyo: conceptualización, metodología, validación, análisis de datos, investigación, redacción: preparación del primer borrador, redacción: revisión y edición, visualización, supervisión, gestión del proyecto.

Leslie Arroyo Mendoza: conceptualización, metodología, *software*, análisis de datos, investigación, curación de datos, redacción: preparación del primer borrador, visualización.

REFERENCIAS

Aditya, A., & Acharyya, R. (2013). Export diversification, composition, and economic growth: evidence from cross-country analysis. *Journal of International Trade and Economic Development*, *22*(7), 959-992.

Agosin, M., Alvarez, R., & Bravo-Ortega, C. (2011). Determinants of export diversification around the world: 1692-2000. *The World Economy*, *35*(3), 295-315. DOI: 10.1111/j.1467-9701.2011.01395.x

Akram, Q. F. (2009). Commodity prices, interest rates and the dollar. *Energy Economics, 31*(6), 838-851.

Al-Marhubi, F. (2000). Export diversification and growth: an empirical investigation. *Applied Economics Letters*, *7*(9), 559-562.

Alomari, M. W., & Bashayreh, A. G. (2020). Modeling the exports diversification in the oil countries growth: the case of Gulf Cooperation Council countries. *International Journal of Energy Economics and Policy*, *10*(3), 119-129.

Atil, A., Lahiani, A., & Nguyen, D. (2014). Asymmetric and nonlinear pass-through of crude oil prices to gasoline and natural gas prices. *Energy Policy*, *65*, 567-573.

Baldwin, R., & Lopez-Gonzalez, J. (2013). *Supply-chain trade: a portrait of global patterns and several testable hypotheses* [Working Paper 18957]. National Bureau of Economic Research.

Banco Central de Reserva del Perú. (2006). *Reporte de inflación.* https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Reporte-Inflacion/2006/setiembre/ri-setiembre-2006-recuadro-2.pdf

Banco Mundial. (2020). *Data Bank. World development indicators*. https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators

Banco Mundial. (2021). *Pink sheet*. https://www.worldbank.org/en/research/commodity-markets

Bigio, S., & Salas, J. (2006). *Efectos no lineales de choques de política monetaria y de tipo de cambio real en economías parcialmente dolarizadas: un análisis empírico para el Perú* [Documento de trabajo n.° 2006-08]. Banco Central de Reserva del Perú.

Boubakri, S., Guillaumin, C., & Silanine, A. (2019). Non-linear relationship between real commodity price volatility and real effective exchange rate: the case of commodity-exporting countries. *Journal of Macroeconomics*, *60*(40), 212-228.

Bucci, A., Palomba, G., Rossi, E., & Faragalli, A. (2021). *Vector logistic smooth transition models: realiced covariances*. https://github.com/andbucci/starvars

Cadot, O., Carrere, C., & Strauss-Kahn, V. (2011). Export diversification: what's behind the hump? *The Review of Economics and Statistics*, *93*(2), 590-605.

Cagli, E., Taskin, D., & Mandaci, P. (2019). The short- and long-run efficiency of energy, precious metals, and base metals markets: evidence from the exponential smooth transition autoregressive models. *Energy Economics*, *84*, 1-9.

Canh, P. N., & Thanh, S. D. (2020). Export diversification, export quality, global sample, non-linear effects, shadow economy. *Journal of International Trade and Economic Development*, *29*(7), 865-890.

Chen, J., Zhu, X., & Zhong, M. (2019). Nonlinear effects of financial factors on fluctuations in nonferrous metals prices: a Markov-switching VAR analysis. *Resources Policy*, *61*, 489-500.

Cuñado, J., & Pérez de Gracia, F. (2003). Do oil price shocks matter? Evidence for some European countries. *Energy Economics*, *24*(2), 137-154.

Dennis, A., & Shepherd, B. (2011). Trade facilitation and export diversification. *The World Economy*, *34*(1), 101-122.

Di Salvo, M. (2015). *Non-linearity between export diversification and economic growth* [Tesis de maestría]. Erasmus University.

Elms, D., & Low, P. (2013). *Global value chains in a changing world.* WTO Secretariat.

Fahmy, H. (2019). Classifying and modeling nonlinearity in commodity prices using Incoterms. *The Journal of International Trade y Economic Development*, *28*(8), 1-29.

Feenstra, R., Inklaar, R., & Timmer, M. (2015). The next generation of the Penn World Table. *American Economic Review*, *105*(10), 3150-3182.

Garrido-Prada, P., Delgado-Rodríguez, M., & Romero-Jordán, D. (2019). Effect of product and geographic diversification on company performance: evidence during an economic crisis. *European Management Journal*, *37*(3), 269-286.

Giri, R., Quayyum, S. N., & Yin, R. J. (2019). *Understanding export diversification: key drivers and policy implications* [Working Paper 19/105]. International Monetary Fund.

Hartmann, D., Guevara, M., Jara-Figueroa, C., Aristarán, M., & Hidalgo, C. (2017). Linking economic complexity, institutions and income inequality. *World Development*, *93*, 75-93.

Hausmann, R., Hwang, J., & Rodrik, D. (2007). What you export matters. *Journal of Economic Growth*, *12*(1), 1-25.

Herzer, D., & Nowak-Lehnmann D., F. (2006). What does export diversification do for growth? An econometric analysis. *Applied Economics*, *38*(15), 1825-1838.

Hidalgo, C., & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *106*(26), 10570-10575.

Hotelling, H. (1931). The economics of exhaustible resources. *Journal of Political Economy, 39*(2), 137-175.

Imbs, J., & Wacziarg, R. (2003). Association stages of diversification. *The American Economic Review*, *93*(1), 63-86.

International Monetary Fund. (2014). *Sustaining long-run growth and macroeconomic stability in low-income countries* [IMF Policy Papers]. https://www.imf.org/external/np/pp/eng/2014/030514.pdf

Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2020a). *Exportación FOB, según principales productos 2013-2019*. https://www.inei.gob.pe/estadisticas/indice-tematico/economia/

Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2020b). *Perú: producto bruto interno según actividad económica (Nivel 54) 2007-2019*. https://www.inei.gob.pe/estadisticas/indice-tematico/economia/

Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2020c). *Potencia eléctrica instalada*. https://www.inei.gob.pe/estadisticas/indice-tematico/economia/

Kiliç, R. (2004). Linearity test and stationarity. *The Econometrics Journal*, *7*(1), 55-62.

Krugman, P., Obstfeld, M., & Melitz, M. (2012). *Economía internacional. Teoría y política* (9.ª ed.). Pearson Educación.

Kurmajit, M., Bhattacharyya, I., & Bhoi, B. (2012). Is the oil price pass-through in India any different? *Journal of Policy Modeling*, *34*(6), 832-848.

Landa Arroyo, Y. (2020). Industrial policies of countries with abundant natural resources in the Association of Southeast Asian Nations and Pacific Alliance. *The Extractive Industries and Society*, *7*(3), 1046-1053.

Le, T.-H., Nguyen, C. P., Su, T. D., & Tran-Nam, B. (2020). The Kuznets curve for export diversification and income inequality: evidence from a global sample. *Economic Analysis and Policy*, *65*, 21-39.

Mania, E., & Rieber, A. (2019). Product export diversification and sustainable economic growth in developing countries. *Structural Change and Economic Dynamics*, *51*, 138-151.

Munir, K., & Javed, Z. (2018). Export composition and economic growth: evidence from South Asian countries. *South Asian Journal of Business Studies*, *7*(2), 225-240.

Nieminen, M. (2020). Multidimensional financial development, exporter behavior and export diversification. *Economic Modelling*, *93*, 1-12.

Ohlin, B. (1935). *Interregional and international trade.* Harvard University Press.

Osakwe, P. N., & Kilolo, J.-M. (2018). *What drives export diversification? New evidence from a panel of developing countries* [UNCTAD Research Paper n.° 3]. https://unctad.org/es/node/27367

Parteka, A., & Tamberi, M. (2013). What determines export diversification in the development process? Empirical assessment. *The World Economy*, *36*(6), 807-826.

Rafiq, S., & Bloch, H. (2016). Explaining commodity prices through asymmetric oil shocks: evidence from nonlinear models. *Resources Policy*, *50*, 34-48.

Ruppert, D., & Matteson, D. (2015). *Statistics and data analysis for financial engineering* (2.ª ed.). Springer.

Simoes, A., & Hidalgo, C. (2011). The Economic Complexity Observatory: an analytical tool for understanding the dynamics of economic development. En *Scalable Integration of Analytics and Visualization: Papers from the 2011 AAAI Workshop (WS-11-17)* (pp. 39-42). https://www.aaai.org/ocs/index.php/WS/AAAIW11/paper/view/3948/4325

Smith, A. (1958). *Investigación de la naturaleza y causas de la riqueza de las naciones.* Fondo de Cultura Económica.

Teräsvirta, T., & Yang, Y. (2014). *Specification, estimation and evaluation of vector smooth transition autoregressive models with applications* [Research Paper n.° 2014-8]. CREATES.

Theil, H. (1973). *Statistical decomposition analysis*. London North-Holland.

Timmer, M., Erumban, A., Los, B., Stehrer, R., & De Vries, G. (2014). Slicing up global value chains. *Journal of Economic Perspectives*, *28*(2), 99-118.

Ur Rehman, F., Ahmad, E., Asif Khan, M., Popp, J., & Oláh, J. (2021). Does trade related sectoral infrastructure make Chinese exports more sophisticated and diversified? *Sustainabiliy*, *13*(10), 1-21.

Weedy, B. M., Cory, B. J., Jenkins, N., Ekanayake, J. B., & Strbac, G. (2012). *Electric power systems.* Wiley.

Xuefeng, Q., & Yasar, M. (2016). Export market diversification and firm productivity: evidence from a large developing country. *World Development*, *82*, 28-47.