

**Diagnóstico y especificación econométrica: Un Análisis de crecimiento estructural para
Nueve países Latinoamericanos entre 1980-2014.**

Xamara Carolay Macías Cote
201437076



Universidad del Valle
Facultad de Ciencias Sociales y económicas
Economía

**Diagnóstico y especificación econométrica: Un Análisis de crecimiento estructural para
Nueve países Latinoamericanos entre 1980-2014.**

Xamara Carolay Macías Cote

Trabajo de grado para optar por el título de economista

Director de Trabajo de Grado
Carlos Humberto Ortiz Quevedo



Universidad del Valle
Facultad de Ciencias Sociales y económicas
Economía
Santiago de Cali
Noviembre de 2018

Resumen

Xamara Macias¹, Carlos Ortiz²

Economía. Facultad de Ciencias Sociales y Económicas. Universidad del Valle. Cali, Colombia

Este estudio buscó mostrar las diferencias en los resultados de estimación por medio de 9 métodos econométricos estáticos sin y con corrección de problemas estadísticos, en la evaluación de un modelo de transformación estructural de la economía abierta, propuesto por Ortiz (2013). Según este, la transformación productiva asociada al proceso de desarrollo económico depende de las ventajas comparativas de cada país, con base a ello, se analiza el comportamiento para 9 economías Latinoamericanas. El enfoque se soporta de un modelo tipo log-log que intenta explicar la participación del sector agrícola, mediante el capital físico, el capital humano, la productividad agrícola y los términos de intercambio, de manera relativa entre 1980 y 2014. En los resultados se destacan pequeñas variaciones en los efectos de las variables por cada uno de los métodos. En general, es persistente la no relevancia del capital relativo humano incluso en las estimaciones con correcciones de auto correlación, correlación contemporánea y heterocedasticidad. Pero, por lo demás, se cumple la hipótesis.

Palabras clave: Metodología econométrica, Diversificación productiva, transformación estructural.

¹ E-mail: xamara.macias@correounivalle.edu.co

² E-mail: carlos.ortiz@correounivalle.edu.co

Abstract

Xamara Macias³, Carlos Ortiz⁴

Economics. Faculty of Social Studies and Economics. Universidad del Valle. Cali, Colombia

This study seeks to show the differences in the estimation results by means of 9 static econometric methods without and with correction of statistical problems, in the evaluation of a structural transformation model of the economy, proposed by Ortiz (2013). According to this, the productive transformation associated with the economic development process implies a decrease in the relative contribution of the agricultural sector to the gross domestic product, based on this, the behavior is analyzed for 9 Latin American economies. The approach is supported by a log-log model that tries to explain the participation of the agricultural sector, through physical capital, human capital, agricultural productivity and terms of trade, in a relative manner between 1980 and 2014. In the results, small variations in the effects of the variables for each of the methods stand out. In general, the non-relevance of human relative capital is persistent even in the estimates with corrections of self-correlation, contemporaneous correlation and heteroscedasticity. But, for the rest, the hypothesis is fulfilled.

Key words: *Econometric methodology, productive diversification, structural transformation.*

³ E-mail: xamara.macias@correounivalle.edu.co

⁴ E-mail: carlos.ortiz@correounivalle.edu.co

Tabla de Contenido

1.	Introducción	3
2.	Marco Teórico.....	7
3.	Revisión de la literatura	15
4.	Metodología econométrica: MCO, Efectos Aleatorios, Efectos Fijos, Mínimos cuadrados generalizados Factibles y Errores estándar corregidos para panel.....	19
4.1	Mínimos cuadrados ordinarios (MCO).....	21
4.2	Efectos fijos y MCO con Dummy	21
4.3	Efectos Aleatorios	22
4.4	Efectos fijos AR(1)	23
4.5	Mínimos Cuadrados Generalizados y Errores Estándar Corregidos para panel. ...	23
4.6	DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS	24
	■ Asignación relativa del capital en el sector agrícola.....	24
	■ Índice relativo de productividad agrícola	25
	■ Acumulación relativa del capital físico.....	27
	■ Acumulación relativa de capital humano.....	28
	■ Términos de intercambio	30
5.	Resultados	34
5.1.	Método 1 - MCO.....	35
5.2.	Método 2 – MCO DUMMY	36
5.3.	Método 3 – Efectos fijos	37
5.4.	Método 4 – Efectos aleatorios.....	38
5.5.	Método 5 – Corrección de auto correlación.....	39
5.6.	Método 6 – Corrección de heterocedasticidad.....	41
5.7.	Método 7 – Corrección de correlación contemporánea y heterocedasticidad	41
5.8.	Método 8 y Método 9 – Corrección de correlación contemporánea, auto correlación y heterocedasticidad.....	42
6.	Conclusiones	43
7.	Referencias.....	46
8.	Anexos	49
	Pruebas de raíz unitaria: Variables en logaritmo	49
	Pruebas de raíz unitaria: Variables Diferenciadas	51
	Pruebas de especificación método 1	52
	Pruebas de especificación método 2	53

Comparación entre método 1 y método 2	54
Test de Hausman.....	54
Prueba de auto correlación de Wooldridge.....	55
Prueba de Wald para heterocedasticidad	55
Prueba de Breusch & Pagan para Correlación contemporánea	55
Salidas en Stata (tener en cuenta el coeficiente negativo sobre los términos de intercambio en el modelo).....	56

Índice de Figuras

Fig. 1. Asignación relativa del capital en el sector agrícola	25
Fig. 2. Logaritmo de la Asignación relativa del capital en el sector agrícola	25
Fig. 3. Índice relativo de productividad agrícola	26
Fig. 4. Logaritmo del Índice relativo de productividad agrícola	26
Fig. 5. Acumulación relativa del capital físico	27
Fig. 6. Logaritmo de la Acumulación relativa del capital físico	28
Fig. 7. Acumulación relativa de capital humano	29
Fig. 8. Logaritmo de la Acumulación relativa de capital humano	29
Fig. 9. Términos de intercambio	30
Fig. 10. Logaritmo de los Términos de intercambio	31

Índice de Tablas

Tabla 1. Resultados de las regresiones ejecutadas con Stata.	34
Tabla 2. Características del método 1	35
Tabla 3. Características del método 2	37
Tabla 4. Características del método 3.	38
Tabla 5. Características del método 4.	39
Tabla 6. Características del método 5.	40

1. Introducción

El crecimiento de la economía de un país en vía de desarrollo, con apertura comercial, depende en gran parte de un cambio en la composición de su producción en la que existe transferencia de recursos hacia sectores con mayor productividad. Este proceso de transición, se refiere al paso de una producción con un alto grado de participación del sector agrícola hacia una con un alto grado de diversificación, a lo que la teoría del desarrollo económico llama transformación estructural de la producción (Ortiz, 2013).

El cambio hacia una economía de diversificación productiva implica un cambio en la estructura y composición de los aportes de cada sector al Producto Interno Bruto, que a su vez depende de las ventajas comparativas de cada país. Respecto a ello, Ortiz (2013) ofrece una base teórica y matemática de lo que podría ser dicha relación, dando cabida para el análisis a economías pequeñas en vía al desarrollo, tal como Latinoamérica.

Las pequeñas economías, tienden a verse caracterizadas por tener un alto énfasis en la producción agrícola y, en la interacción comercial con otros países, suelen ser afectadas por la no igualación de los precios internacionales, sobretudo, en el intercambio de productos de los sectores restantes (Ortiz, 2013). Así pues, diferentes investigaciones dejan ver como esta desventaja es superada con la diversificación productiva, otorgándole un papel importante sobre el crecimiento económico (Hirschmann, 1958; Kaldor, 1961; United Nations, 2007; entre otros).

El proceso de transformación, debe ser pacientemente construido, dándole tiempo a la formación de las actividades productivas primarias, con poco uso de insumos intermedios, para luego darle cabida a las tecnologías más desarrolladas, es decir, dándole entrada a un nuevo patrón del desarrollo económico, denominado profundización insumo-producto (Hirschman, 1958; Leontief, 1963; Chenery et al, 1986).

El objetivo de este trabajo es mostrar las diferencias en los resultados de estimación por medio de 9 métodos econométricos estáticos sin y con corrección de problemas estadísticos en datos de panel, buscando el menor error posible y contrastar este planteamiento con la hipótesis del modelo de Ortiz (2013), para apertura comercial. Para ello, se pretende analizar estadísticamente cómo ha sido el proceso de crecimiento de la economía, en cuanto a diversificación productiva para una muestra de 9 países Latinoamericanos:

Argentina, Bolivia, Brasil, Colombia, Chile, Ecuador, Honduras, México y Uruguay. El análisis se plantea para el periodo comprendido entre 1990 y 2014 –periodo en apertura comercial más reciente con disponibilidad de datos para todas las variables–.

En términos metodológicos, se hace uso de un panel de datos que recoge el comportamiento del capital físico, el capital humano, la productividad agrícola y los términos de intercambio, para explicar la participación del sector agrícola, en términos relativos, para la muestra de países de análisis durante 35 años. Se busca el mayor ajuste posible para dicha medición y para ello, se recurre a la estimación por medio de 9 métodos econométricos, para su comparación y análisis: Mínimos cuadrados ordinarios (MCO) simple y con inclusión de variables dicotómicas por país; Efectos Aleatorios (FE); Efectos Fijos (RE) y Efectos Fijos AR(1); Mínimos cuadrados generalizados factibles (MCGF) y tres modelos de Errores estándar corregidos para panel (PCSE) con variaciones de corrección.

Para probar e identificar las diferencias entre los métodos de estimación econométricos, es necesario mostrar la función de cada uno de ellos, facilitando la observación de los posibles problemas que pueda tener su aplicación sobre el modelo que se quiere contrastar. En primera instancia, en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios, aunque se hace caso omiso de las dimensiones del espacio y del tiempo, se puede dar una idea del efecto real de las variables explicativas del modelo. A este método, también se le puede incluir una variable dicotómica para cada país, con el objetivo de evitar que el intercepto varíe con respecto a cada uno de ellos, esto es, incluyendo efectos fijos para MCO. Un método que, de igual manera, puede ser modelado directamente bajo sus propios supuestos. En contraparte, el modelo de efectos aleatorios permite un nuevo análisis, suponiendo un intercepto diferente para cada unidad transversal. Para identificar cuál de estos dos últimos métodos es el adecuado, se debe aplicar una prueba estadística, una de las más conocidas, la prueba de Hausman.

Cada uno de los métodos de estimación en análisis puede presentar problemas en términos econométricos. Para el caso, se analizan problemas de correlación serial o auto correlación, correlación contemporánea y heterocedasticidad. Debido a la característica temporal de los datos de estudio, la presencia de auto correlación es natural. Usualmente, existen conexiones temporales entre los factores que influyen en las perturbaciones aleatorias, razón por la cual, podría ser la principal causa de dicho fenómeno. De manera

similar, se puede presentar un conflicto cuando las observaciones de algún país se correlacionan con las de otro en un mismo periodo de tiempo, tal como un fenómeno natural o un conflicto político que afecte a dos países vecinos y que a la vez influya sobre la participación del sector agrícola en el PIB, esto es, un problema de correlación contemporánea. Por último, como problema de análisis, existe heterocedasticidad cuando la varianza de los errores de cada unidad transversal, para el caso de cada país, no es constante en el tiempo (Aparicio & Marquéz, 2005).

Con el fin de estudiar los efectos que tiene corregir el modelo de transformación estructural propuesto, en este estudio se plantea el método de efectos fijos (AR1) que corrige auto correlación, uno de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles, que corrige heterocedasticidad, y se hace énfasis en tres métodos de errores estándar corregidos para panel (PCSE): uno que corrige solo heterocedasticidad, otro heterocedasticidad y correlación contemporánea a la vez y, uno que corrige los dos últimos más correlación serial. La razón por la que se hace uso extenso de este método es porque, según la teoría económica, se ha demostrado que sus errores estándar presentan mayor precisión (Beck y Katz, 1995).

El resultado que se obtenga mostrará las diferencias de estimar el mismo modelo con diferentes métodos e identificará el comportamiento de la economía de la muestra de los 9 países de América Latina, respecto a la diversificación productiva en los últimos años. Para la verificación empírica de esta relación se utiliza una base de datos de series de tiempo recopilada por medio de las fuentes Banrep, Barro Lee, Geofred, Penn World Table, estadísticas de las Naciones Unidas, Libros de National Accounts Statistics y Bureau of Economic Analysis.

La estructura del documento es la siguiente, en la primera sección se realiza una introducción en donde se expone la hipótesis y la motivación de la investigación. En la segunda sección, se presenta el marco teórico que tiene como base principal el modelo de Ortiz (2013). En la tercera sección, se realiza una breve revisión de literatura de algunos estudios sobre cambio estructural de la economía, diversificación productiva, desarrollo económico y especificación y corrección econométrica, teniendo en cuenta las características de los países en estudio y la conformación del tipo de datos. En la cuarta sección, se explica la metodología, para luego, realizar una revisión de los datos y análisis de sus

particularidades. Finalmente, se presentan los resultados en la quinta sección y las conclusiones en la sexta.

2. Marco Teórico

Esta investigación centra su base teórica en Ortiz (2013), quien se enfoca en considerar la importancia de la diversificación productiva, en el proceso de transformación estructural del crecimiento. Para ello, desarrolla un análisis teórico-matemático, involucrando un modelo bisectorial de crecimiento endógeno, en el que la producción final se basa en la existencia de un bien de capital, que representa al sector de capital en todas sus formas de producción -así como las manufacturas- y, en un bien de alimento que representa al sector agrícola en un ámbito de competencia.

Según Ortiz (2013), en el contexto del desarrollo económico de un país, existen dos posturas antagonistas que justifican su crecimiento: la especialización y la diversificación. La determinación hacia una u otra es crucial para un país en épocas de internacionalización y “competencia” internacional. Sin embargo, la inclinación hacia la reestructuración del mercado, hacia la diversificación, parece ser el camino indicado, pues, aunque complejo y tardío, mostraría un avance óptimo hacia el largo plazo (Ortiz, 2013).

El desequilibrio entre las economías internacionales está influenciado drásticamente por la misma estructura de mercado, donde la complejidad de la economía de un país está fundamentada en su profundidad de insumo-producto. Es aquí donde aparecen los sectores primarios, intermedios y terciarios, o lo que es lo mismo, el camino de un país subdesarrollado hacia su desarrollo económico, donde se avanza de la producción de bienes de bajo valor agregado, pasando por bienes intermedios, hasta escalar a bienes de capital. La especialización y poca diversificación condenan a una reducida profundización insumo-producto, obligando a un país a ser dependiente de ciertos sectores de producción. Pero, con el objetivo de lograr un crecimiento económico continuo, mayor profundización es requerida, dado que es sólo a partir de cierto umbral (cierta profundización), que se generan tasas de crecimiento positivas (Ortiz, 2013).

De manera que, la evolución de las economías subdesarrolladas se podría basar en su capacidad de diversificación. Sin embargo, este camino está constantemente amenazado por el riesgo de estancamiento industrial, donde no continúa su reestructuración, ya que empieza a requerir de insumos internacionales. Este concepto se encuentra estrechamente ligado con el supuesto de compacidad de una economía. Cuando un país C tiene un cierto grado de

diversificación N , su matriz insumo - producto (profundización), se extiende desde un bien 0 hasta el bien N , rango de compacidad $[0, N]$. Sin embargo, si este mismo país abandona la autarquía, suponiendo una diversificación N^* del resto del mundo, el país A cae en un tipo de especialización en el rango $[0, N]$ (Ortíz, 2013).

Las consecuencias de la apertura del mercado del país C resultan ser parcialmente benéficas dado que, gracias a esta incursión, su grado de producción, por ejemplo, para la exportación de bienes en su rango de compacidad y, por ende, sus “ganancias”, no dependerían de su grado N de diversificación, es decir, tendría una mayor tasa del retorno de capital. Más aún, su crecimiento económico, medido por el aumento del PIB, el cual está directamente relacionado con el nivel de exportaciones, se esperaría en aumento. Sin embargo, al largo plazo, el crecimiento económico del país puede llegar a fundamentarse exclusivamente de algunos o algún sector de especialización incurrido, ya que, paulatinamente, se provocarán inversiones en los mismos sectores (Ortíz, 2013).

En un primer escenario, al entrar en economía abierta y someterse a la igualación del precio de bienes, se puede presenciar un crecimiento económico inicial, donde los países subdesarrollados equiparan las grandes potencias, esto es, una pisada en el olimpo. Pero, cuando los países desarrollados y diversificados continúan en su avance tecnológico, se empieza a crear una brecha cada vez mayor, dando como resultado que haya una menor proporción de capital demandado para actividades de sector primario en el mundo, esto es, una caída libre. Más aún, en periodos posteriores, se presentará un exceso de capital en los países subdesarrollados, resultando en una disminución de la remuneración bruta del capital de estos países y, por ende, de los precios relativos de sus bienes (Ortíz, 2013).

En otras palabras, los países subdesarrollados sufren un deterioro en términos de intercambio, acompañado de menor remuneración factorial, debido a su falta de diversificación económica, cambiando incluso la distribución del ingreso en contra del capital y en aumento para la tierra. Las ventajas comparativas, dadas por la especialización de un país, parecen progresivamente de su carácter de fortaleza, dirigiendo la iniciativa hacia la actualización de las ventajas comparativas, para lograr un crecimiento en el conjunto de mercado internacional y, se prevé, en el largo plazo, que el desequilibrio actual entre países desarrollados y subdesarrollados se minimice (Ortíz, 2013).

Entre los supuestos se encuentra que, el sector agrícola utiliza como único factor de producción, la tierra; mientras el sector restante hace uso de capital y de una cantidad N de insumos intermedios disponibles. Estos últimos conforman la profundización de la matriz insumo-producto de manera perfectamente triangular, ya que también hacen uso de capital y de otros insumos intermedios anteriores. De esta manera, la creación de nuevos insumos genera una externalidad derivada de la diversificación productiva (Ortíz, 2013).

Por consiguiente, se introduce el equilibrio de una economía subdesarrollada abierta al comercio. La ecuación de cambio estructural de un país pequeño (en el concierto del mercado mundial) en relación con el cambio estructural del resto del mundo que deduce Ortiz (2013) es la siguiente:

$$\frac{z}{z^*} = \left(\gamma^{-1} \cdot \frac{B}{B^*} \right)^{\frac{1}{1-\beta}} \left(\frac{K^*}{K} \right)$$

Ecuación 1

donde z es la participación del capital en el sector agrícola en el valor agregado, " γ^{-1} " los términos de intercambio del país específico que, si se deterioran: $\gamma^{-1} > 1$, " B " es la productividad multifactorial del sector agrícola, " β " es un coeficiente constante, y " K " es un índice de las diferentes formas de capital productivo del país. Además, las variables con asterisco son las correspondientes a un país representativo del mundo desarrollado, con el fin de obtener un comportamiento relativo del país subdesarrollado frente a ellos. Para el caso, se define un país representativo del resto del mundo por simplicidad y por ser el principal socio comercial en común: Estados Unidos.

Se supone que la tasa de cambio real, aumenta con la brecha en la diversificación productiva entre el país pequeño y el resto del mundo: a medida que el resto del mundo se diversifica con respecto a la economía subdesarrollada, la demanda relativa de capital del mundo disminuye para las actividades del país, lo que puede llegar a implicar una "abundancia" relativa de capital en el país subdesarrollado, con la consecuencia de la disminución de su remuneración y de los precios relativos de sus productos. De allí, que se presente un aumento de la tasa de cambio real del país, dado que el precio relativo de sus bienes disminuye (Ortíz, 2013).

De esta manera, se ofrecen algunas herramientas necesarias para complementar los análisis sobre crecimiento económico, sobretudo en la realidad económica del siglo XXI en la que las economías subdesarrolladas, pequeñas y abiertas al comercio no han trascendido en su totalidad de la especialización hacia la diversificación productiva. Entre sus conclusiones, cabe notar el gran deterioro en términos de intercambio que pueden sufrir los países subdesarrollados, a medida que la brecha de diversificación aumenta a favor de los países desarrollados y, a su vez, la brecha del crecimiento económico neto (Ortíz, 2013).

Los resultados del modelo son una relación inversa entre el proceso de diversificación de la producción y la asignación de capital al sector agrícola; una relación directa entre la diversificación de los insumos manufactureros (DIM) con los ingresos, el bienestar económico y la transformación estructural, y una relación no lineal pero directa entre la DIM y la tasa de crecimiento de la economía- no lineal por que la DIM debe pasar un umbral de crecimiento para serlo-. En este proceso, los países subdesarrollados se enfrentan a un riesgo de estancamiento de la transformación estructural de su economía, debido a la no igualación del precio de los factores de capital –que es lo que ocurre realmente- y, el descuido del desarrollo de las políticas y comportamiento adecuado de los gobiernos para seguir con ello (Hirschman, 1958; Ortiz, 2013).

Con el fin de desarrollar la base teórica económica antes descrita, este estudio se remonta a tomar una base metodológica econométrica planteada por Aparicio & Márquez (2005). Aunque la profundización de su explicación está orientada más hacia la metodología, los autores introducen la especificación de modelos econométricos con la utilización de un ejemplo en datos panel durante el periodo 1950-1989, aplicado a la explicación del nivel de gasto estatal en Estados Unidos, viendo el impacto de las variables políticas y sociodemográficas sobre éste. Para ello, desarrollan nueve estimaciones con diferentes enfoques, controlando la heterogeneidad de un panel mediante modelos estáticos y, prueban y corrigen problemas de auto correlación, heterocedasticidad y correlación contemporánea.

Los autores inician con el enfoque más simple para analizar los datos: mínimos cuadrados ordinarios (MCO), con su ayuda describen el efecto de las variables exógenas sobre la endógena, omitiendo las dimensiones de espacio y tiempo. De manera general, lo describen como la aplicación de la siguiente regresión:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{1it} + e_{it}$$

Ecuación 2

Para controlar el carácter individual de cada estado, se opta por la opción de probar un modelo de efectos aleatorios en el que el intercepto se convierte en característica única de cada unidad transversal:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{1it} + e_{it} \quad \text{con} \quad \alpha_i = \alpha + u_i$$

Ecuación 3

A modo de comparación, los autores se refieren y hacen uso de la prueba de Breusch y Pagan para efectos aleatorios ¹, en donde la hipótesis nula postula a los efectos aleatorios u_i como no relevantes en el modelo, tal que, en lugar de rechazarla, se prefiere usar el método de efectos aleatorios en vez de la estimación agrupada. Sin embargo, aunque este tipo de estimación tenga mejores bondades de ajuste, la otra forma de modelar el carácter individual de cada estado o país es el método de efectos fijos. En este caso, las diferencias entre los estados o países son constantes y se recoge el efecto grupal con un vector de variables dicótomas para cada unidad de corte transversal (v_i). De la siguiente manera:

$$Y_{it} = v_i + \beta_1 X_{1it} + u_i + e_{it}$$

Ecuación 4

Para contrastar la estimación, los autores se fijan en la prueba estadística F, en donde, si se rechaza el p-valor, por lo menos una variable dicótoma es significativa y pertenece al modelo, tanto que permite preferirlo sobre el método de estimación más simple -MCO-. Mientras que, para comparar entre efectos fijos y aleatorios, se hace necesario el uso del test de Hausman². Con ello, se verifican si existen diferencias sistemáticas o no entre los coeficientes de cada uno de los métodos. Así, en caso de rechazar la hipótesis nula de la prueba, entonces es conveniente utilizar efectos fijos en el modelo.

¹ La prueba de Breusch y Pagan para efectos aleatorios que la varianza de los errores es cero. Si la prueba es rechazada porque $\text{prob} > \chi^2$ es menor a 0.05 entonces se prefiere el método de efectos aleatorios al agrupado. (Aparicio & Márquez, 2005).

² El test de Hausman determina si existen diferencias sistemáticas y significativas entre la estimación por efectos fijos y efectos aleatorios (Aparicio & Márquez, 2005).

Como extensión de la estimación por efectos fijos, el artículo plantea los efectos temporales que, aparte de incluir un vector v_i de variables dicótomas por estado, se incluye un vector de variables dicótomas por año, η_t .

$$Y_{it} = v_i + \eta_t + \beta_1 X_{1it} + u_i + e_{it}$$

Ecuación 5

Luego, mediante el resultado del p-valor del testparm³, es posible determinar si se debe rechazar o no la hipótesis de significancia, que indica que las variables dicótomas temporales no son significativas ni pertenecen al modelo. Sin embargo, cabe señalar que este método no es utilizado en el presente estudio, en vez, se analizan los problemas estadísticos.

Los autores recalcan la importancia de corregir los problemas en las estimaciones, pues, aunque se halla modelado la heterogeneidad temporal, las ecuaciones pueden estar especificadas de manera errónea. Cuando se violan supuestos que se encuentran dentro del cumplimiento de cada método de estimación, suele aparecer una serie de problemas estadísticos. Por ejemplo, en el uso de datos panel frecuentemente se viola el supuesto de independencia de los errores entre diferentes periodos de tiempo, esto es, la existencia de correlación serial o auto correlación. Este problema se podría abordar desde un modelo que controla la dependencia del periodo presente con el rezago anterior, es decir, abordándolo desde un modelo de efectos fijos con término ρ auto regresivo de grado 1 o AR1.

$$Y_{it} = v_i + \beta_1 X_{1it} + e_{it}, \text{ donde } e_{it} = \rho e_{i,t-1} + \eta_{it}$$

Ecuación 6

Otro incumplimiento ocurre cuando los errores de diferentes unidades se correlacionan en el mismo periodo de tiempo t , una infracción de la independencia que conllevaría a una correlación contemporánea. Para detectarlo, se recurre a la Prueba de Breush-Pagan correspondiente⁴. Y, por último, los autores identifican la heterocedasticidad

³ El test toma una lista de variables que no pueden ser abreviadas y especifica si pertenecen o no al modelo, en el caso se prueban las variables de temporalidad (Aparicio & Márquez, 2005).

⁴ La prueba de Breusch y Pagan identifica la presencia de problemas de auto correlación en un modelo de efectos fijos (Aparicio & Márquez, 2005).

en la estimación cuando la varianza no es contante, mediante la prueba modificada de Wald⁵. Aunque es probable que ocurra solo un suceso de estos, también existe la probabilidad de ocurrencia de los tres problemas conjuntos. En cualquier caso, dichas estimaciones tenderían al error.

Una alternativa de corrección es utilizar los estimadores de mínimos cuadrados generalizados factibles, o utilizar los errores estándar corregidos para panel. Estos dos, según Beck y Katz (1995), intentan corregir cualquier combinación de los problemas analizados. Según los autores, el uso de estimaciones por mínimos cuadrados generalizados factibles es muy común en los estudios de economía, pero sus resultados pueden ser dudosos. Según los autores, este método propuesto por Parks (1967) basado en mínimos cuadrados generalizados, puede llevar a una subestimación de los resultados, a veces dramática. Aunque sea un método “factible” por usar una estimación del proceso de error, su fórmula para los errores estándar asume que dicho proceso es conocido y no estimado. Debido a ello, se puede generar un problema en datos panel por la gran cantidad de parámetros a estimar, provocando que los errores estándar de los coeficientes subestimen su verdadera variabilidad, incluso por debajo de las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios, junto a ello, se presenta un exceso de confianza inducido por dichos errores estándar.

El método que los autores proponen como viable en su precisión es el de los errores estándar corregidos para panel, que funciona de una manera en tanto que no sobreestiman la confianza. Ya que no se cuenta con una formula analítica exacta para mostrar su exceso de confianza, los autores evalúan el desempeño de los estimadores, utilizando datos simulados para los experimentos de Monte Carlo para cada uno de los métodos. Además, no solo evalúan dicho método, sino que realizan comparaciones con el método de Parks y con Mínimos cuadrados ordinarios. La técnica se basa en usar datos panel simulados con errores de especificación y generar mil replicaciones “ ℓ ” para los coeficientes β de cada método. Así, con el fin de medir la variabilidad de muestreo de cada estimador y por tanto la calidad de la estimación, los autores plantean comparar la media cuadrática de los mil errores estándar estimados con su respectiva desviación estándar. Y, de la misma forma, se plantea

⁵ La prueba modificada de Wald para heterocedasticidad tiene como hipótesis nula la varianza constante para las unidades transversales. Si la $\text{prob} > \chi^2$ es menor a 0.05 entonces se rechaza la hipótesis nula y hay un problema de heterocedasticidad (Aparicio & Márquez, 2005).

el cálculo de la eficiencia relativa de un método comparado con otro. El análisis es el siguiente:

$$Exceso\ de\ confianza = 100 \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^{1,000} (\widehat{\beta}^{(\ell)} - \overline{\widehat{\beta}})^2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{1,000} (s.e.(\widetilde{\beta}^{(\ell)}))^2}}$$

Ecuación 7

$$Eficiencia = 100 \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^{1,000} (\widehat{\beta}^{(\ell)} - \beta_1)^2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{1,000} (\widehat{\beta}^{(\ell)} - \beta_1)^2}}$$

Ecuación 8

Donde β^ℓ es la replicación de cada parámetro con $\ell = 1, \dots, 1000$. Los parámetros β para medir el exceso de confianza son los correspondientes a cada uno de los métodos a evaluar. En cambio, la eficiencia se mide por una razón entre el error cuadrático medio de un método con los de otro. Por eso los parámetros se diferencian como $\widehat{\beta}^{(\ell)}$ y $\widetilde{\beta}^{(\ell)}$.

Al final, el método de los errores estándar corregidos para panel funciona bien y es más preciso que el método de Parks. En su conclusión, se destaca un sesgo en los errores estándar para el último método y lo caracterizan como inútil a menos que el número de periodos “T” sea muy grande en comparación a la cantidad de unidades transversales del panel. Pero, incluso así, se plantean dudas sobre sus resultados por arrojar excesos de confianza por más del 50% y alejarse del verdadero valor de β . En general, el autor encuentra mejores resultados para las estimaciones por errores estándar para panel. Por esta razón, se tiene en cuenta dicha hipótesis para trabajar con ello, y se debe tener en cuenta que no se intenta generar una replicación de este experimento en el presente estudio. Así que, el método 9 dentro de la metodología del presente estudio es el de mayor precisión.

3. Revisión de la literatura

La teoría del desarrollo económico ha mostrado consistentemente que los países tienden a transformarse a medida que evolucionan y maduran (Chenery, Robinson, & Syrquin, 1986; Hirschman, 1992; Landes, 1998; Ortiz & Salazar, 2015). La característica más notable de esa transformación es la disminución de la importancia del sector primario, especialmente del sector agrícola, y la expansión de los otros (Jaramillo, 2016). Pero también, existen otras características relevantes asociadas a dicho cambio estructural, como el aumento de la densidad de la matriz insumo-producto, en tanto que, a medida que las economías maduran, se desarrollan y diversifican su producción, se presenta un incremento de las transacciones intermedias -intercambios entre sectores-, en comparación con las transacciones destinadas a servir la demanda final. A su vez, aumenta la ventaja comparativa en los sectores intensivos en capital a medida que la acumulación hace que este factor sea más abundante (Hirschman, 1992; Ortiz, 2013).

Aunque un país podría tener ventajas en el comercio internacional produciendo según sus ventajas comparativas, en función de su frontera de posibilidades de producción, si no diversifica, respondiendo a una necesidad de evolución y desarrollo por competencia, puede ver disminuido y/o frenado su crecimiento económico (Ortiz, 2013). La diversificación productiva sería en sí, una ventaja comparativa dentro de la producción del país, en la medida en que se construye paso a paso la nueva estructura económica, acumulando capital privado y capital social fijo. Sin embargo, esta transición de producción implica un riesgo, denominado por Hirschman (1992) como estancamiento estructural, ya que se puede dar una desaceleración de la economía debido a la necesidad de los países subdesarrollados de proveerse del mercado extranjero, desembocando en una disminución de la inversión multisectorial secuencial, es decir, no habrá en últimas diversificación (Hirschman, 1992).

Dado el rol de las ventajas comparativas en este proceso, Ortiz (2013), siguiendo a Matsuyama (1991), mostró que la tendencia a la transformación estructural de los países se modifica cuando los países pasan de un régimen comercial predominantemente cerrado a uno abierto. Esto, lo explicó por medio de un modelo Bisectorial de crecimiento, en el que la producción se basa en la existencia de un sector de manufacturas y otro de alimentos,

comparándolo para una economía pequeña en autarquía con y sin diversificación de insumos manufactureros.

De acuerdo con Ortiz (2013), Jaramillo (2016) analizó la relación entre diversificación productiva y cambio estructural. Para ello, realizó una estimación econométrica, utilizando variables como la acumulación de capital humano, representada por la esperanza de vida al nacer, como variable proxy, y la diversificación productiva, medida por medio de la densidad de los eslabonamientos de las matrices insumo-producto de 9 países. En su investigación, demostró la existencia de una transformación productiva asociada al proceso de desarrollo económico, contribuyendo a una disminución del crecimiento relativo del sector agrícola en el valor agregado total de una economía.

En un estudio más reciente, sobre la diversificación productiva y el cambio estructural para nueve economías latinoamericanas, Ortiz, Jiménez & Jaramillo (2018), ejecutan un análisis econométrico teniendo en cuenta la diferencia entre economía autárquica y abierta al comercio. En economía cerrada, tomaron una muestra de 8 países (entre los que no se consideró a Colombia, para evitar multicolinealidad) en una base de datos de panel desbalanceada entre 1950 y 1975, realizaron una regresión econométrica simple. Mediante el proceso adecuado, se halla que el cambio estructural es posiblemente definido por una variable exógena (participación del sector primario en el PIB) y 4 variables endógenas (densidad de eslabonamiento intersectorial en multiplicación con la variable ficticia del choque petrolero de la década de los 70's, y los efectos fijos por país). Con ello, se evidencia una disminución sostenida del aporte del sector primario en el PIB.

El gran aporte del artículo anterior a la investigación actual, se sustenta en su análisis a las economías pequeñas al paso a la apertura comercial. Allí, intentaron explicar la evolución relativa del sector agrícola en el PIB, incluyendo como variables explicativas los términos de intercambio, la productividad laboral del sector agrícola, el capital fijo por trabajador y el capital humano. Estas variables se expresaron en términos relativos con los resultados de las variables en EEUU como país representativo de la economía mundial. La estimación se realizó por medio de una comparación del método de efectos fijos y efectos aleatorios. Al final, los resultados mostraron una influencia positiva de los términos de intercambio de los países y de la productividad laboral, y negativa del capital fijo, tal como era de esperarse.

Pero, el capital humano no fue relevante (Ortiz, Jiménez & Jaramillo; 2018). Dicho análisis se tiene en cuenta para el presente estudio para 9 enfoques econométricos.

Apoyando la hipótesis del proceso de diversificación productiva, Dani Rodrik (2005) propuso que aquellos países en vía al desarrollo que exportan productos propios de países desarrollados, es decir, productos que no se concentran solo en materias del sector primario y recursos naturales, tienen una ventaja en crecimiento sobre aquellos que lo hacen. Respecto a ello, ratificó la gran importancia de establecer políticas de estabilidad macroeconómicas y políticas que mantengan la estructura del mercado regulado. Así, la importancia que se le otorga a la forma de producción según la experiencia del desarrollo económico, a sus avances tecnológicos y a las políticas que apoyan la diversificación productiva, podría tener una alta relevancia sobre el crecimiento rápido y sostenido de la economía (Chenery, Syrquin, Robinson, 1986).

En un estudio regional, Belmartino (2016) propone una investigación sobre las características de la diversificación para Argentina entre 1996 y 2012. El autor intenta identificar la influencia de los factores asociados a la diversificación, tales como el desarrollo (PIB), al grado de urbanización o densidad poblacional, los recursos y capacidades (gasto público y exportaciones), la dinámica empresarial y el mercado externo medido con el tipo de cambio real, y para ello hace uso de datos en panel estimados por medio de un modelo de efectos fijos. Cabe señalar que, en su análisis, incluye la evaluación de la relación directa entre el tipo de cambio y la diversificación productiva, siguiendo a Rodrik (2005). Entre los resultados, se encontró un alto grado de diversificación para las principales regiones y un bajo grado, pero con grandes variaciones, para las regiones restantes.

Con un enfoque más técnico, y teniendo en cuenta la teoría económica sobre crecimiento económico, cabe resaltar el gran papel que juega la econometría y por ende la estadística en los asuntos de hallazgos en las relaciones entre las variables. Para el caso, se intenta observar lo que sucede con el modelo de Ortiz (2013) cuando se estima por medio de diferentes métodos econométricos y, aunque no es la única forma de análisis, es una gran puerta hacia la investigación sobre todo en temas de economía y sociedad (Uriel, 2013).

La aplicación de métodos estadísticos y econométricos en investigaciones económicas, se han hecho muy comunes y útiles, facilitando el desarrollo de estudios más sofisticados y

precisos, especialmente cuando se trabaja con datos panel. Labra y Torecillas (2016) pretendieron ofrecer una guía para investigadores y profesionales que buscan llevar a cabo estudios utilizando Datos de Panel, brindando una pauta para su manejo y análisis. Su explicación teórica, acerca de la estimación por modelos estáticos y dinámicos, se realizó por medio de ejemplos demostrativos en Stata aplicados a la economía. Además, mostraron la ejecución de algunas pruebas de verificación de supuestos como la de Breush- Pagan y Wald.

Díaz & Vargas (2017) plantearon algunas estrategias metodológicas para datos panel en el caso de los bancos típicos en argentina. Su objetivo principal era evaluar la función que tienen las diferentes estrategias para evaluar los datos panel. Con ello, buscaron aplicarlo para analizar información financiera para el periodo 2005-2015. Entre sus resultados encontraron que el panel presentó efectos individuales, es decir, que la estimación por efectos fijos es preferida a la de MCO. Luego, con ayuda de la prueba de Hausman, identificaron que es mejor utilizar efectos fijos que aleatorios.

Además, Javier Aparicio y Javier Márquez (2005) centraron su estudio en verificación de supuestos, tal que realizaron una serie de ejemplos en base a diferentes temas económicos. Su análisis se dirigió a la modelación por medio de MCO, efectos fijos, efectos aleatorios y correcciones de heterocedasticidad, auto correlación y correlación contemporánea. Ahora, aterrizando las diferentes metodologías al modelo propuesto por Ortiz (2013), es posible que se identifiquen diferencias de estimación y se obtengan resultados más satisfactorios que se adecuen al análisis.

4. Metodología econométrica: MCO, Efectos Aleatorios, Efectos Fijos, Mínimos cuadrados generalizados Factibles y Errores estándar corregidos para panel.

Este estudio busca mostrar las diferencias en los resultados de estimación por medio de 9 métodos econométricos estáticos sin y con corrección de problemas estadísticos, en la evaluación de un modelo de transformación estructural de la economía, propuesto por Ortiz (2013), con el objetivo de buscar el mejor ajuste. Los datos se componen de 9 países Latinoamericanos: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Honduras, México, Uruguay y Ecuador, considerando además a Estados Unidos como país comparativo, entre 1990 y 2014, que corresponde a la muestra examinada por Jaramillo, Jiménez y Ortiz (2018). Se tiene como referencia la economía de los Estados Unidos como representante del mundo desarrollado, debido a que éste ha sido el principal socio comercial desarrollado que tiene Latino América en común. El modelo se presenta en la Ecuación 1.

Como método econométrico, se pretende modificar la Ecuación 1 a una regresión de tipo log-log. Con ello, se analiza la elasticidad entre la diversificación productiva y el sector primario, es decir, se analiza el cambio estructural del crecimiento para el conjunto de países de análisis, de la siguiente manera:

$$\ln \frac{z}{z^*_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \ln \frac{B}{B^*_{it}} + \beta_2 \ln \frac{K}{K^*_{it}} + \beta_3 \ln(\gamma^{-1})_{it} + \varepsilon_{it}$$

Ecuación 9

Donde $\frac{z}{z^*_{it}}$ es la asignación relativa del capital en el sector agrícola, $\frac{K}{K^*_{it}}$ es el capital relativo total compuesto de la acumulación relativa del capital humano y capital físico, respectivamente $\frac{kh}{Kh^*}$ y $\frac{Kf}{Kf^*}$, $\frac{B}{B^*_{it}}$ representa el índice relativo de la productividad del sector agrícola, los términos de intercambio se miden como el inverso de la paridad de poder adquisitivo de cada país Latinoamericano en relación al dólar Estadounidense " γ^{-1} " y ε_{it} es el término de error.

Debido a que los términos de intercambio del país específico con respecto a Estados Unidos, se trabajan como una aproximación mediante el inverso del factor de conversión a poder de cambio de paridad del Banco Mundial -es decir que para el caso sería el inverso de

la expresión γ^{-1} . Entonces, al desarrollar el logaritmo: “ $\ln \gamma^{-1}$ ”, el signo del coeficiente en la Ecuación 9 se invierte (Ecuación 10):

$$\ln \frac{z}{z^*_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \ln \frac{B}{B^*_{it}} + \beta_2 \ln \frac{K}{K^*_{it}} - \beta_3 \ln \gamma + \varepsilon_{it}$$

Ecuación 10

Sin embargo, ante ausencia de los datos anteriores a 1990 de la variable que pertenecen a la muestra de dicha variable, estos tuvieron que ser proyectados hacia atrás hasta 1980 como lo hacen Jaramillo, Jiménez y Ortiz (2018)⁶.

Para generar la estimación del modelo y entender los componentes de la metodología, se hace necesario especificar la construcción de las variables. Para ello, se utilizan diferentes fuentes de información. La variable “z” es un cociente entre el valor agregado del sector agrícola y el valor agregado total de cada economía, ambas series son obtenidas de “*National Accounts Main Aggregates Database*”. El capital humano es una aproximación mediante la esperanza de vida obtenida del Banco Mundial y los años promedio de escolarización obtenidos de la base de datos de Barro Lee. Para la construcción de la acumulación del capital físico, se usó el capital obtenido de GeoFred, el cual fue normalizado mediante la PEA, obtenida del Banco Mundial. Esto con el objetivo de obtener la variable de manera per cápita, de la siguiente manera:

$$KF_n = \frac{KF}{PEA}$$

Ecuación 11

La productividad del sector agrícola “B” es recolectada de las series del Banco Mundial, tanto para los países latinoamericanos como para Estados Unidos. Cabe destacar que cada una de estas variables es construida como una razón sobre los valores de Estados Unidos (representadas con variables en asteriscos), a modo de comparación con el país

⁶ El factor de conversión se multiplica por la razón entre el factor de inflación del país i-ésimo y el factor de inflación de los Estados Unidos.

grande y representativo del mundo desarrollado. De este modo, se puede construir $\frac{z}{z^*}_{it}$, $\frac{B}{B^*}_{it}$ y $\frac{KH}{KH^*}_{it}$, $\frac{KF}{KF^*}_{it}$.

Además, se debe tener en cuenta el uso del carácter diferenciado de las variables. Ya que se modela el crecimiento de las variables -en logaritmo-, ante una evaluación de cada una de las series, todas las variables a excepción de la acumulación relativa del capital humano, debieron diferenciarse para volverse estacionarias por la presencia de raíz unitaria que, afecta la estimación. El objetivo, es poder estimar de la mejor manera (ver en anexos: Pruebas de raíz unitaria). En el modelo, la diferencia se denota como “D”. Para estimar y analizar los efectos, se plantea realizar 9 métodos econométricos, en seguida presentados.

4.1 Mínimos cuadrados ordinarios (MCO)

Este método funciona como un estimador de la mejor manera posible de coeficientes de un modelo econométrico. Con él, se busca estimar los parámetros de la población en análisis a través de una muestra de datos observados. Se caracteriza por la particularidad de sus supuestos, en los que el modelo debe ser lineal en los parámetros; la esperanza del término de error es nula, su varianza constante y no se correlacionan entre sí, el modelo se especifica correctamente, las variables explicativas no se relacionan de manera perfectamente lineal, son exógenas y con varianza positiva y constante y el número de observaciones es mayor de que el de los parámetros (Escalante, Mayorga, Mogollon; 2010). Se debe tener en cuenta que al tratarse de datos panel, se omite la diferenciación entre el espacio y el tiempo, es decir, para este caso, se analizaría el comportamiento de los datos como un todo.

Para el caso en estudio, una regresión lineal para modelar por este tipo de método se especifica de la siguiente manera:

$$D\ln \frac{z}{z^*}_{it} = \beta_0 + \beta_1 D\ln \frac{B}{B^*}_{it} + \beta_2 D\ln \frac{KF}{KF^*}_{it} + \beta_3 \ln \frac{KH}{KH^*}_{it} - \beta_4 D\ln \gamma_{it} + \varepsilon_{it}$$

Ecuación 12

4.2 Efectos fijos y MCO con Dummy

El método de efectos fijos busca modelar el carácter individual de cada estado. Para esto, se plantea un intercepto con cada unidad, así, la inclusión de variables dicótomas o Dummy, tienen el objetivo de mostrar un efecto específico por temporalidad o por unidad

transversal. Se realiza la inclusión de la variable de la unidad transversal “i.País”, que es un vector de variables dicotómicas para cada país, es decir, tiene en cuenta una variable dicótoma diferente que toma el valor de 1 para cada uno de los países. Dicho efecto influye a la vez sobre el resultado de las demás variables del modelo. En vista de que uno de los objetivos del presente trabajo es tratar de comparar las formas de estimación, se analizan dos formas de modelar los efectos fijos: Una bajo los supuesto propios del método y otra mediante la aproximación por MCO (Labra y Torrecillas, 2016). El modelo por MCO a estimar sería:

$$Dln \frac{z}{z^*_{it}} = \beta_0 + \beta_1 Dln \frac{B}{B^*_{it}} + \beta_2 Dln \frac{KF}{KF^*_{it}} + \beta_3 ln \frac{KH}{KH^*_{it}} - \beta_4 Dln \gamma_{it} + i.País_i + \varepsilon_{it}$$

Ecuación 13

El modelo por efectos fijos de forma directa:

$$Dln \frac{z}{z^*_{it}} = v_i + \beta_1 Dln \frac{B}{B^*_{it}} + \beta_2 Dln \frac{KF}{KF^*_{it}} + \beta_3 ln \frac{KH}{KH^*_{it}} - \beta_4 Dln \gamma_{it} + \varepsilon_{it}$$

con $v_i = \text{vector de variables dummy para cada País}$

Ecuación 14

4.3 Efectos Aleatorios

Es una metodología que supone un intercepto diferente, para el caso, por país. De esta manera, en representación del intercepto, se incluye una variable α_i con media α y un desviación aleatoria de u_i (Labra y Torrecillas, 2016). El modelo se representa de la siguiente manera:

$$Dln \frac{z}{z^*_{it}} = \alpha_i + \beta_1 Dln \frac{B}{B^*_{it}} + \beta_2 Dln \frac{KF}{KF^*_{it}} + \beta_3 ln \frac{KH}{KH^*_{it}} - \beta_4 Dln \gamma_{it} + \varepsilon_{it}$$

con $\alpha_i = \alpha + u_i$

Ecuación 15

4.4 Efectos fijos AR(1)

Este método es una forma de corregir la presencia de auto correlación de primer orden, la cual se verifica con el rechazo de la hipótesis nula de la prueba de Wooldridge sobre el modelo planteado. Funciona controlando la dependencia de t con su rezago y tiene la forma:

$$Dln \frac{z}{z^*_{it}} = \nu_i + \beta_1 Dln \frac{B}{B^*_{it}} + \beta_2 Dln \frac{KF}{KF^*_{it}} + \beta_3 ln \frac{KH}{KH^*_{it}} - \beta_4 Dln \gamma_{it}$$

$$\text{con } \varepsilon_{it} = \rho \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{it}$$

Ecuación 16

4.5 Mínimos Cuadrados Generalizados y Errores Estándar Corregidos para panel.

Los estimadores de mínimos cuadrados generalizados factible (MCGE) y los errores estándar corregidos para panel, son métodos que funcionan para solucionar problemas de correlación contemporánea, heterocedasticidad y auto correlación o correlación serial en modelaciones con datos panel.

MCGE es una técnica usualmente utilizada cuando la varianza es desconocida, por lo que esta se debe estimar previamente. Las características de sus estimaciones es que son consistentes, asintóticamente normales, insesgados y eficientes. Pero, existe otro método de corrección que según Beck y Katz (1995) tienen mayor precisión, estos son: los errores estándar para panel. Este, es el método por el cual se ejecuta una regresión lineal con los errores estándar del panel corregidos. En Stata los comandos para ello son `xtgls` y `xtpcse`, respectivamente (Aparicio & Márquez, 2005) (ver anexos: Comandos Stata).

Cabe anotar que, dado que las pruebas de especificación se realizan sobre la estimación de efectos fijos, se deben incluir dichos efectos sobre la estimación de mínimos cuadrados generalizados factibles y sobre las estimaciones de errores estándar corregidos para panel. Esto se debe a que según Aparicio & Márquez, los comandos en Stata con los que se trabaja no los incluyen directamente.

4.6 DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

- Asignación relativa del capital en el sector agrícola

La asignación relativa del capital en el sector agrícola para el periodo y los países en análisis, se caracteriza por estar dividida en tres niveles: Honduras y Bolivia, se representan por ser los países con un valor máximo de la asignación relativa del capital en el sector agrícola, siendo constante en el tiempo hasta el año 2000 cuando comienza un declive. Sin embargo, se mantiene arriba de los demás. Mientras que el sector agrícola en países como Brasil, Chile y México tiene un aporte en el valor relativo agregado de no más del 6%. Por último, en un nivel intermedio se encuentran Ecuador, Uruguay, Colombia y Argentina (Fig.1.)

También se debe analizar el logaritmo de la variable, pues como se había propuesto, el modelo que se trabaja se presenta en tasas de crecimiento. Como se sabe, la diferencia, respecto a la gráfica anterior, se resume en la escala de los valores, así que las características de cada país para la variable seguirán siendo las mismas, solo que a una escala más pequeña. El beneficio que trae este tipo de gráficas es la facilidad para poder evidenciar si las series en términos de crecimiento son o no estacionarias. Para el caso, el logaritmo de la asignación relativa del capital en el sector agrícola en términos generales no presenta series estacionarias, más sí es volátil durante todos los años, específicamente presenta un comportamiento como el presentado en la Fig. 2.

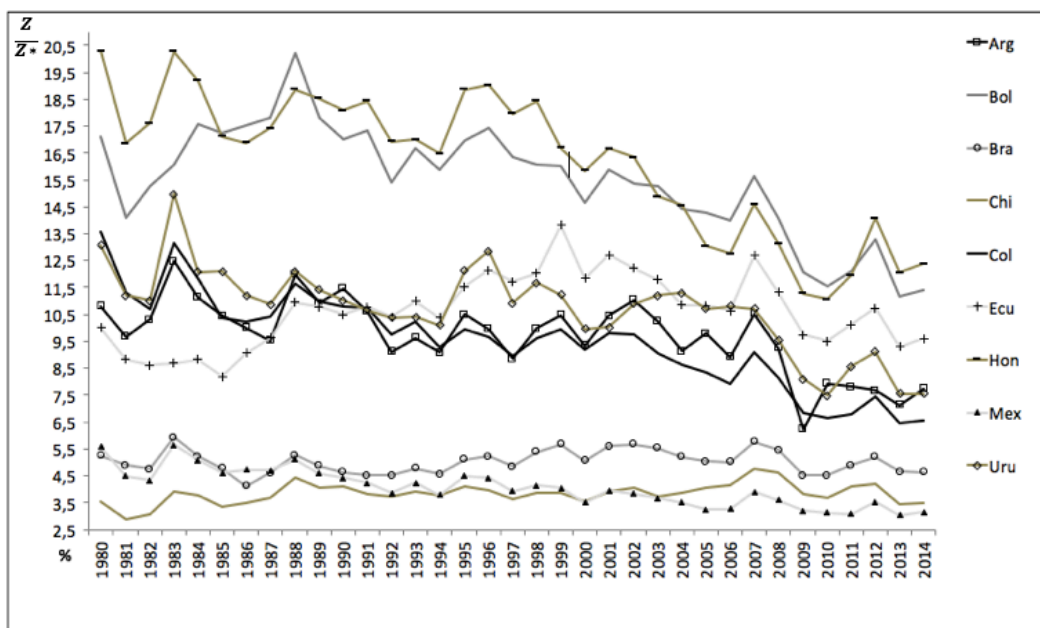


Fig. 1. Asignación relativa del capital en el sector agrícola

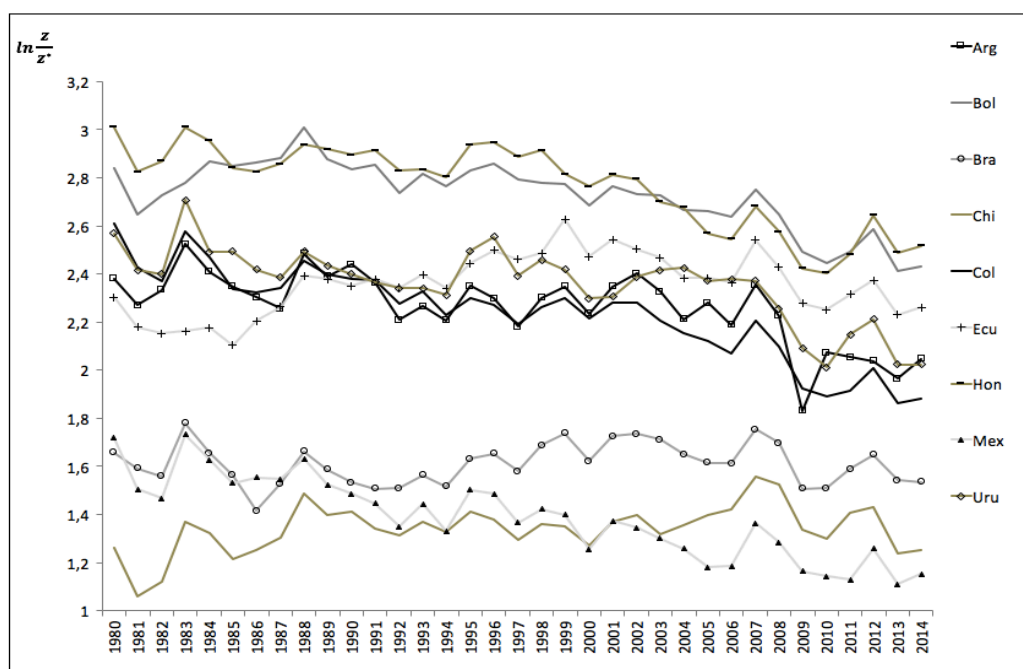


Fig. 2. Logaritmo de la Asignación relativa del capital en el sector agrícola

- Índice relativo de productividad agrícola

Se refiere al valor relativo agregado de la agricultura por trabajador (**Fig. 3**). Para el caso, Uruguay y Argentina presentan los mayores niveles de este valor, Honduras y Bolivia

los menores y, el resto se mantienen entre un nivel medio bajo entre la comparación del grupo de países. Con este análisis saldría a flote una relación superficial, pues tal parece que los dos países con mayor asignación relativa del capital en la agricultura, tienen también menor productividad en dicho sector. Luego, cuando se analiza a una escala más pequeña con el logaritmo en la **Fig.4** , se logran ver las variaciones de los países con bajo porcentaje del índice relativo de productividad agrícola.

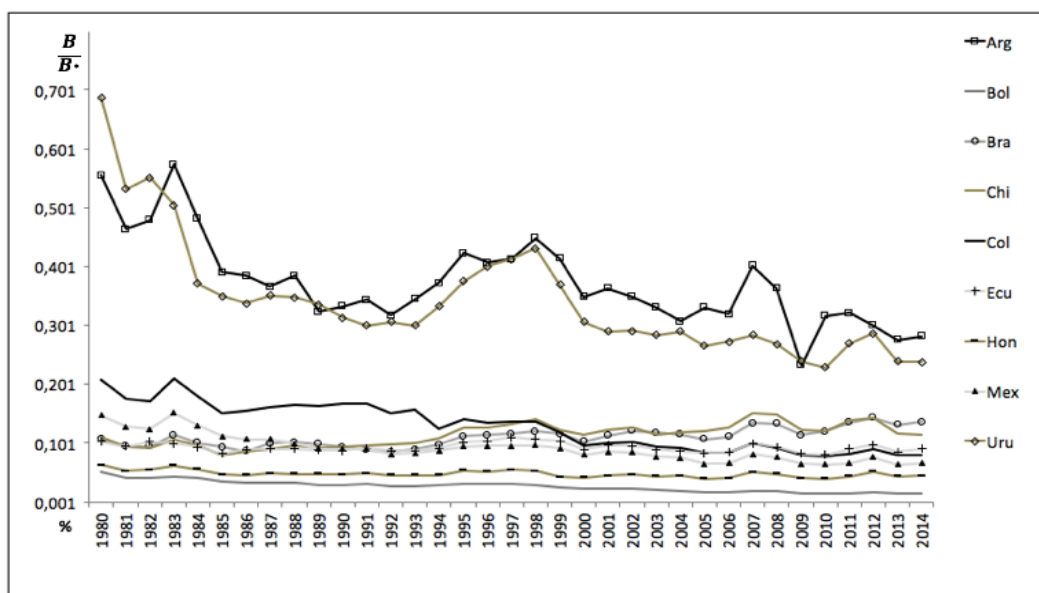


Fig. 3. Índice relativo de productividad agrícola

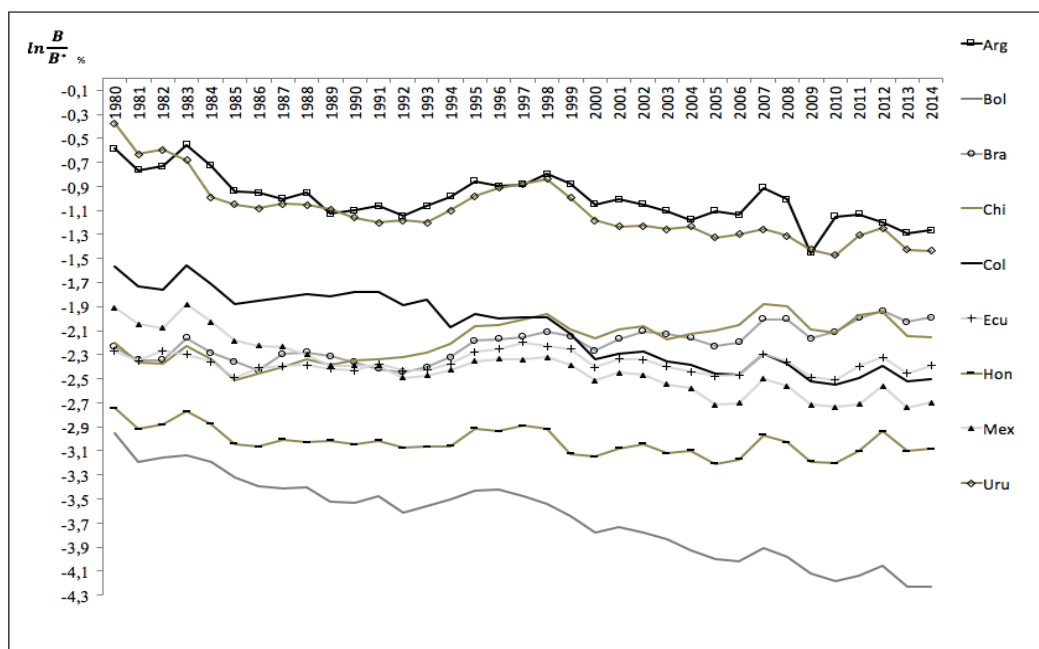


Fig. 4. Logaritmo del Índice relativo de productividad agrícola

- Acumulación relativa del capital físico

Esta variable muestra los activos de una economía en terrenos, planta, maquinaria, equipo, carreteras y construcciones de vivienda y edificaciones públicas, privadas, comerciales e industriales. Para el análisis, se encuentra que, de forma generalizada, todos los países excepto Argentina, tienen un crecimiento sostenido, pero con una tasa muy pequeña al final del periodo (**Fig. 5**). Los datos de Argentina se caracterizan por tener un crecimiento casi exponencial, alcanzando el punto máximo de la muestra en 1997, cuando entra en una crisis económica, que se superó en el 2002 y, a partir de allí, sus valores son moderados. Por otra parte, una vez más, Bolivia y Honduras reflejan la menor acumulación relativa de capital físico, lo siguen en orden Ecuador, Colombia, Brasil, Chile, Uruguay y luego México. El logaritmo de la variable se presenta en la **Fig. 6**.

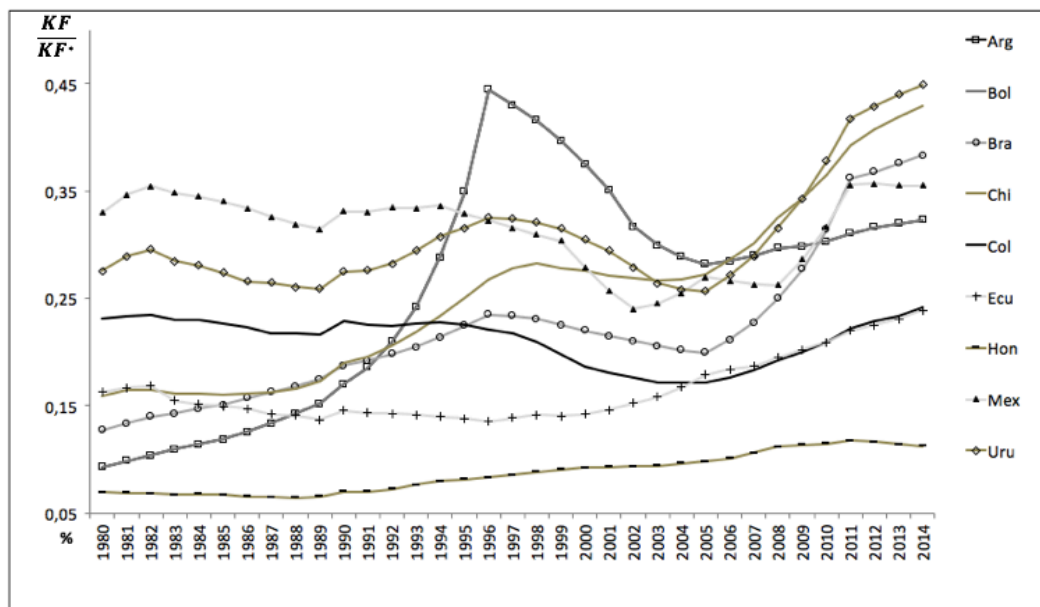


Fig. 5. Acumulación relativa del capital físico

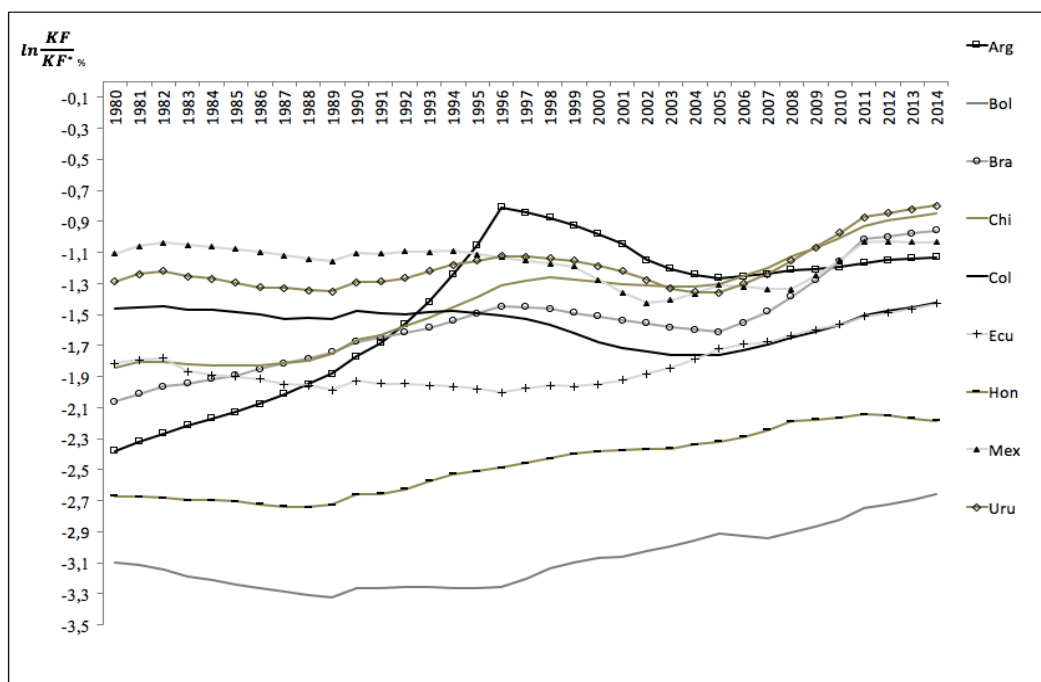


Fig. 6. Logaritmo de la Acumulación relativa del capital físico

- Acumulación relativa de capital humano

La acumulación relativa de capital humano representa a las personas involucradas en el proceso de producción, su calidad, su grado de formación y como tal de su productividad (**Fig. 7**). Para el caso, el análisis se diferencia un poco a las variables anteriores, pues ahora Bolivia sobrepasa en valores a Brasil, Uruguay, Ecuador durante el periodo de análisis y, a Colombia hasta el 2009, cuando su crecimiento se dispara, siendo comparable con los valores más altos. Chile y Argentina cuentan con una acumulación relativa mayor a los demás países.

Esta variable tiene una característica que la diferencia de los análisis anteriores y es que su forma de crecer en el conjunto de países parece ser tendencial. Por esta razón se podría sospechar que, en términos estadísticos, no tiene raíz unitaria, problema que más adelante se verificará con una prueba estadística. Además, tal como se hizo anteriormente, se muestra el logaritmo de la variable como objeto de obtener un resultado un poco más detallado.

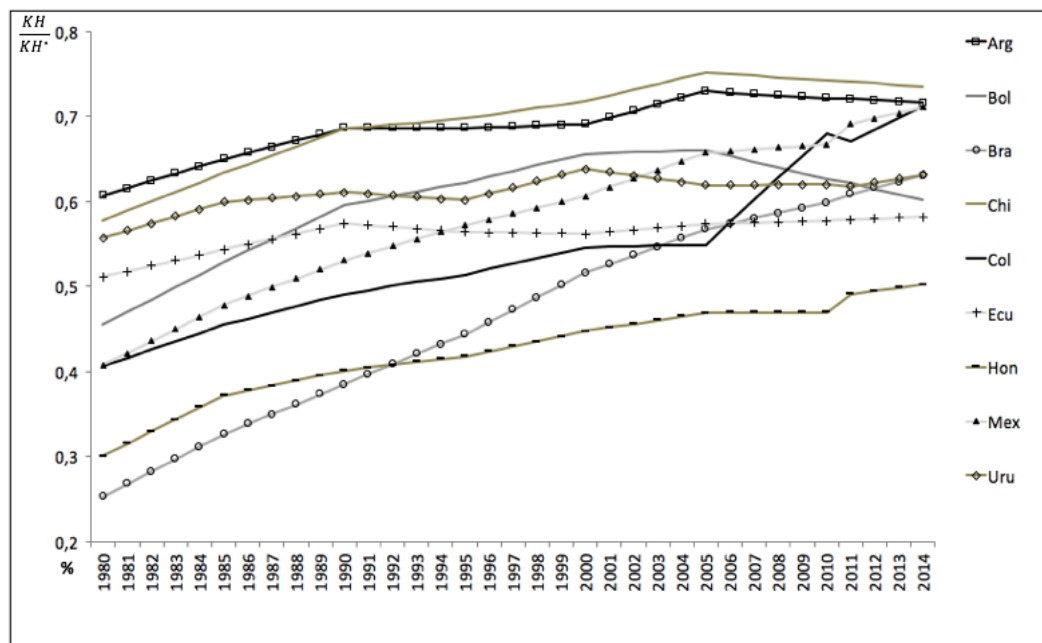


Fig. 7. Acumulación relativa de capital humano

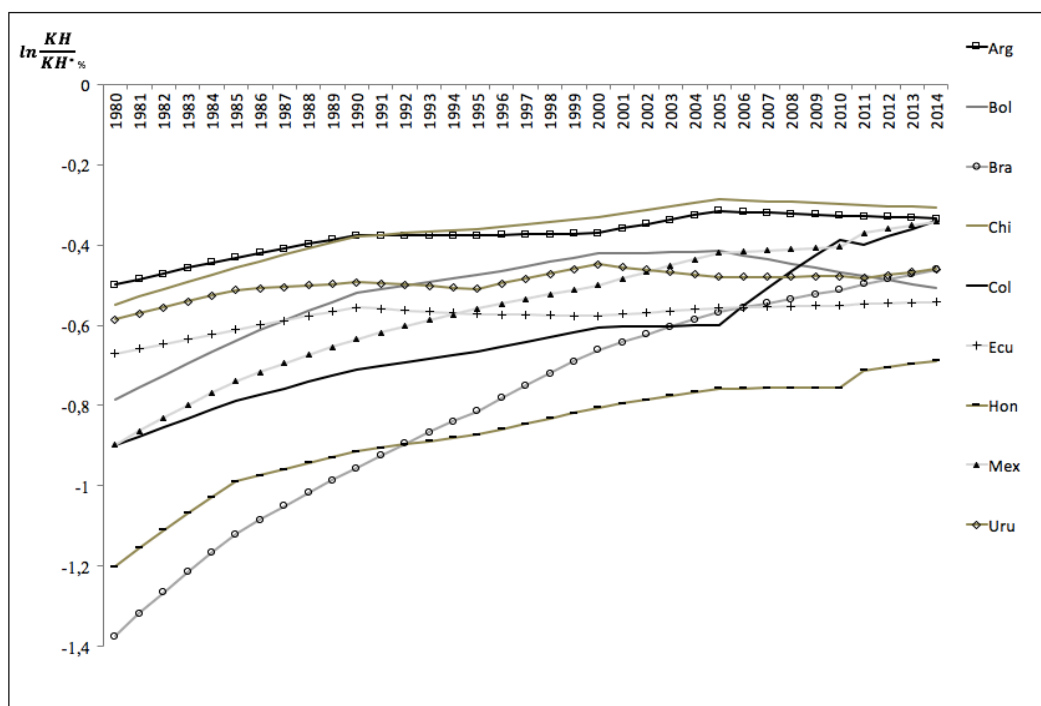


Fig. 8. Logaritmo de la Acumulación relativa de capital humano

- Términos de intercambio

Por último, entre las variables, los términos de intercambio, basados en el inverso del factor de conversión de paridad de poder adquisitivo, miden la cantidad de unidades en dólares estadounidenses con las que se compraría las mismas cantidades de bienes y servicios, en dicho país, que se compraría con las unidades monetarias respectivas en cada uno de los países latinoamericanos en análisis (Fig. 9). De esta manera, los países del estudio que necesitan una mayor cantidad de su moneda respectiva para tal fin son Honduras, Ecuador, Bolivia y Colombia. Por debajo de estos, se encuentran los países restantes. Cabe anotar que, en el año 2004, todos los países tuvieron un pico muy alto en esta variable, después de eso, la tasa de términos de intercambio inició un decrecimiento para cada uno de los países, llegando al valor más bajo del periodo de análisis en el 2014. El logaritmo se presenta en la Fig. 10.

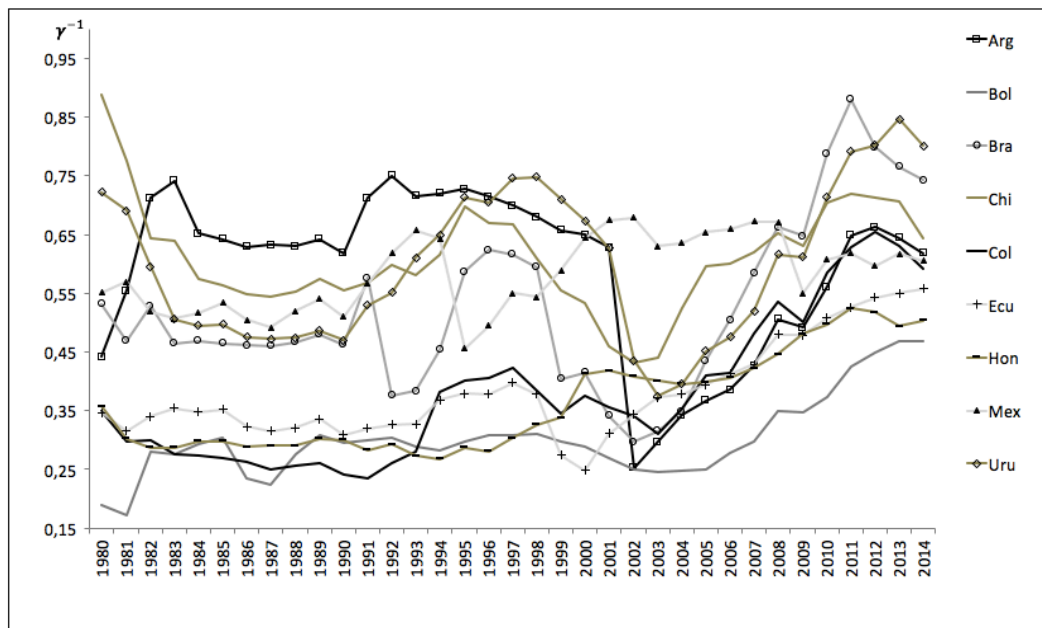


Fig. 9. Términos de intercambio

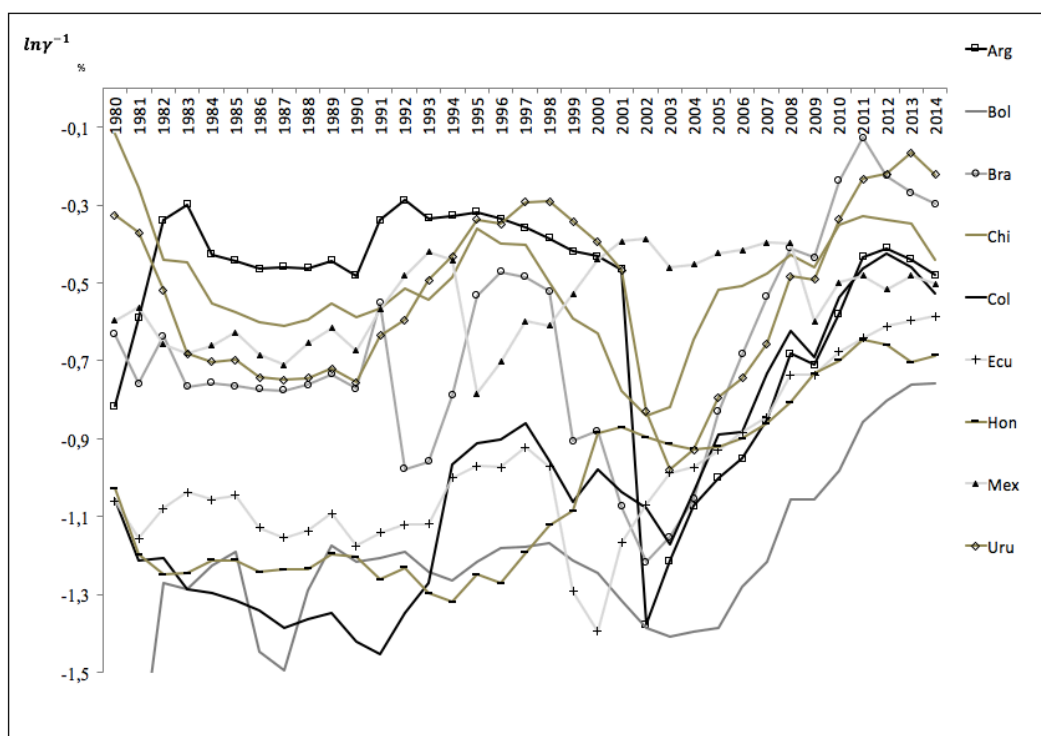


Fig. 10. Logaritmo de los Términos de intercambio

En lo que respecta a la forma que toma la serie en todos los países en conjunto para cada una de las variables, se puede decir que la serie de capital relativo humano tiene una tendencia creciente. Por esta razón, es posible que no tenga raíz unitaria y no necesite ser tratada con diferencias al estimar el modelo. Por otra parte, aunque en las otras variables pueda parecer que existan grupos de países que se comporten de la misma manera –estacionaria–, sobre todo los países con bajos porcentajes en cada variable, al cambiar la escala a una más pequeña aplicándoles el logaritmo, se puede ver que no lo son, es decir, que posiblemente presentan raíz unitaria.

Antes de conocer los resultados empíricos del modelo, se debe conocer los efectos que, según la teoría del crecimiento económico, tiene cada una de las variables exógenas sobre la dependiente: Participación del sector agrícola de cada uno de los países latinoamericanos en análisis en su conjunto versus el mismo valor en los Estados Unidos. En seguida, se explicarán estos efectos.

En vista de que algunas variables tuvieron que ser diferenciadas para ser correctamente manejables, el intercepto β_0 no puede ser determinado y, por tanto, entre los resultados sea no significativo. Sin embargo, sí es posible ver el signo de los demás

parámetros. Por ejemplo, se espera que β_1 presente un signo positivo, pues ya que se analizan países subdesarrollados, el valor relativo agregado de la agricultura por trabajador tiende a tener una gran significancia sobre la variable dependiente. Mientras tanto, β_2 y β_3 se espera que reflejen una relación negativa con esta, pues, suponiendo que los otros sectores no primarios de producción son más intensivos en capital, un incremento del capital humano y del capital físico tendría un mayor aporte sobre estos sectores en vez del primario.

Por último, según la hipótesis de Ortiz (2013), en la que la transformación productiva asociada al proceso de diversificación productiva y desarrollo económico se relaciona con una desventaja de la participación agrícola en el PIB, cuando los términos de intercambio en un país están deteriorados, habría cabida para pensar que su productividad es baja y más aún en sectores industriales. De esta manera, β_4 tendría una relación directa con la participación relativa del sector agrícola del país subdesarrollado, en desventaja con el país grande.

Con respecto a las 9 metodologías implementadas para la estimación, lo que se espera es lograr analizar las diferencias entre los resultados para cada uno de ellos y establecer comparaciones mediante las pruebas estadísticas respectivas: Breusch y Pagan, la prueba F, Hausman, y las de especificación de Wooldridge, Wald y Breusch y Pagan para independencia, entre otras.

Como evaluación, se espera que las estimaciones, por mínimos cuadrados ordinarios, muestre una idea de los valores y efectos esperados de las variables, sin embargo, es probable la existencia de violación de supuestos clave para su buena especificación. Por lo tanto, los resultados que se obtengan sean imprecisos. Luego, al incluir variables dicótomas por país, modelando efectos fijos, se espera que los resultados tengan un mejor ajuste tanto en MCO como de la forma directa. Al realizar la estimación por efectos aleatorios, mediante la prueba de Hausman, se puede comparar y preferir este modelo sobre el de efectos fijos o viceversa. De todas formas, los métodos de corrección econométrica, son muy útiles permitiendo análisis con mayor precisión.

Es probable que el método presente problemas de auto correlación, correlación contemporánea y heterocedasticidad, debido al tamaño tan grande de la base de datos. Además, existe la probabilidad de que ocurra algún fenómeno natural o algún problema social que influya sobre dos países vecinos o que influya sobre el mismo país en diferentes

momentos del tiempo. En tal caso, se espera que entre mayor corrección se haga entre los métodos, entonces la estimación tendrá mejores resultados, es decir, que el método 5 esté mejor especificado que los métodos anteriores –en términos econométricos- y así sucesivamente hasta el método 9. De esta manera, se espera que el método 9 esté mejor especificado estadísticamente. En la siguiente sección se muestran los resultados (estos análisis se realizan teniendo en cuenta la forma log-log planteada).

5. Resultados

Tabla 1. Resultados de las regresiones ejecutadas con Stata.

	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5	MODELO 6	MODELO 7	MODELO 8	MODELO 9
Dlnzz	MCO	MCO.DUM	EFFECTOS FIJOS	EFFECTOS ALEATORIOS	EFFECTOS FIJOS AR(1)	PCSE HET	PCSE HET & CORRELACIÓN CONTEMPORÁNEA	MCGF HET, CORRELACIÓN CONTEMPORÁNEA & CORRELACIÓN SERIAL	PCSE HET, CORRELACIÓN CONTEMPORÁNEA & CORRELACIÓN SERIAL
β_0	0,0142509 {0,017622}	0,0075388 {0,0140395}	-0,0107571 {0,0152992}	0,0142509 {0,0098319}	0,0140391 {0,0133822}	0,0075388 {0,0146366}	0,0075388 {0,0201819}	0,0170024 {0,0126501}	0,0069643 {0,0186896}
β_1	0,816340*** {0,0323719}	0,828103*** {0,0327666}	0,828103*** {0,0327666}	0,8163405*** {0,0323719}	0,8074821*** {0,0616958}	0,8281035*** {0,0332687}	0,8281035*** {0,0618404}	0,758724*** {0,0296732}	0,8151361*** {0,0617982}
β_2	-0,35256*** {0,0758998}	-0,363356*** {0,0789956}	-0,363356*** {0,078995}	-0,3626145*** {0,0758998}	-0,363772*** {0,1073141}	-0,3633565*** {0,0845955}	-0,3633565*** {0,1185512}	-0,3009996*** {0,0527975}	-0,3655174*** {0,110524}
β_3	0,0081196 {0,0158864}	-0,036141 {0,0259601}	-0,036141 {0,0259601}	0,0081196 {0,0158864}	0,0078871 {0,0172923}	-0,0361414 {0,0225584}	-0,0361414 {0,0424275}	0,0002073 {0,0180718}	-0,036637 {0,0390172}
β_4	0,096534*** {0,0289198}	0,095481*** {0,0291736}	0,095481*** {0,0291736}	0,0965342*** {0,0289198}	0,097232*** {0,0370324}	0,0954815*** {0,0297882}	0,0954815*** {0,036677}	0,0776428*** {0,0167421}	0,0963747*** {0,0360406}

En la Tabla 1 se muestran los resultados de los coeficientes obtenidos de las regresiones ejecutadas con el paquete Informático Stata, para cada uno de los métodos planteados para el modelo de la Ecuación 1, y en función de los países bajo análisis. En seguida, se explicarán los resultados de manera independiente.

5.1. Método 1 - MCO

Los resultados por medio de MCO muestran un R^2 que indica que, la variable dependiente, es explicada por las variables exógenas incluidas en el modelo en un 68%. Pero, su R^2 ajustado disminuye en 1%, indicando menor ajuste de la regresión a los datos. β_0 no es significativo estadísticamente y se puede explicar dado el uso de las series en diferencias, como se había dicho antes. El coeficiente β_1 es significativo a todo nivel con un valor de 0,81, queriendo decir que ante un incremento de 1% del índice relativo de la productividad agrícola, se espera una variación de 81% sobre la asignación relativa del capital en el sector agrícola ($\frac{z}{z^*}$).

Por consiguiente, β_2 con significancia al máximo nivel, se presenta con un efecto negativo sobre la variable dependiente, tal que ante un incremento de la acumulación del capital físico de 1%, $\frac{z}{z^*}$ varía en -35%. β_4 también es significativo al 1% y dadas las características del modelo, es positivo y hace variar desde la misma perspectiva a las anteriores variables, en 9% a la variable dependiente. Por último, según el coeficiente β_3 , el capital humano relativo no es significativo en el modelo. A continuación, algunas características descriptivas (**Tabla 2**):

Tabla 2. Características del método 1

<i>r-squared</i>	<i>Adj r-squared</i>	<i>Estadístico F, errores estándar</i>
0,6827	0,6784	F=161,88; Prob>F=0,000

Este resultado puede estar indicando que dicha variable no tiene relevancia alguna sobre el modelo de transformación productiva de los países Latinoamericanos o quizá existe la posibilidad de la violar algunos de los supuestos. Por ello, se realizan las pruebas de

especificación. Según la prueba de Ramsey, el modelo no tiene variables omitidas, dando un inicio de una buena especificación de este. En cuanto a la presencia de heterocedasticidad, no se rechaza la hipótesis nula de varianza constante de la Prueba de Breusch- Pagan. Por último, según la prueba del factor de inflación de varianza (VIF), el modelo no presenta multicolinealidad y los errores se distribuyen normalmente (ver anexos: Pruebas Modelo 1). Ante estos resultados, cabe pensar que la serie completa de los datos no presenta dificultades, sin embargo, se debe tener en cuenta que, mediante la estimación de manera agrupada, se está omitiendo el espacio y el tiempo, ya que se trata de datos panel.

5.2. Método 2 – MCO DUMMY

De manera complementaria al modelo anterior, cuando se incluye variables dicótomas para cada país y se estiman efectos fijos por MCO. Los resultados indican una variación muy pequeña en un incremento del 1%, tanto del R^2 como del R^2 ajustado, con respecto al anterior modelo. Esto podría significar que por lo menos hubo un pequeño ajuste en la explicación de las variables exógenas hacia la dependiente. La constante sigue siendo indeterminada, β_1 es significativa al 1% con un aporte del 82% al crecimiento de la asignación relativa del capital en el sector agrícola, cuando el índice relativo de producción agrícola crece en 1%.

El coeficiente β_2 tiene un crecimiento de 1% en relación al modelo 1 y β_4 solo varía en 0,001 puntos. Sin embargo, β_3 sí tiene una diferencia en este nuevo método, pues esta vez el capital relativo humano, aunque sigue siendo no significativo estadísticamente, su valor es negativo a un nivel más alto. Además, cabe anotar que, según las pruebas, el modelo no tiene variables omitidas, ni multicolinealidad y tiene varianza constante (Ver en anexos: Pruebas de especificación método 2). Para este caso, los resultados hasta el momento teóricamente son un poco más adecuados al panel de datos, en comparación al método anterior, ya que es una aproximación a los efectos fijos, en donde se diferencia por espacio y tiempo entre países. Además, se cumple con la teoría económica de Ortiz (2013), en tanto que se cumplen los signos esperados de la relación entre las variables que representan la transformación productiva asociada al desarrollo y la actividad en el sector agrícola, a excepción de la variable capital relativo humano. Algunas especificaciones del modelo se muestran en la **Tabla 3**.

Tabla 3. Características del método 2

r-squared	Adj r-squared	Estadístico F, errores estándar
0,6920	0,6794	F=54,85; Prob>F=0,000

Para establecer una comparación más rígida entre el modelo 1 y el modelo 2, se puede establecer las técnicas AIC (Akaike, 1974) y el criterio de información Bayesiana (BIC) (Schwarz, 1978). Aunque se pudo haber esperado una preferencia por el modelo 2 debido a las características de los datos panel, según las estadísticas, el modelo 1 presenta menores valores de las dichas pruebas, por esta razón es preferible el modelo 1 al 2 (ver anexos: Comparación entre Modelo 1 y Modelo 2).

A partir de los anteriores resultados, se puede deducir que los efectos, que son invariantes en el tiempo en un país, pueden no ser distintos de cero. Suceso que es casi inusual en este tipo de análisis. Por esta razón, podría existir la posibilidad de que haya algún problema de especificación econométrica que esté afectando la estimación.

5.3. Método 3 – Efectos fijos

El modelo por efectos fijos con el comando en Stata como “xtreg Y X, fe”, siendo Y la variable dependiente y X las variables explicativas predichas, arroja los mismo resultados para los coeficientes β_1 , β_2 , β_3 y β_4 , en comparación con el método 2 y se dan los resultados esperados tal como en Jaramillo, Jiménez y Ortiz (2018). La ventaja de este método de estimación es que permite otros objetos de análisis. Lo que se destaca de la regresión es que tiene un R^2 descompuesto en “entre” (between), intra (Within) y tomando toda la muestra (overall). Así, el R^2 dentro de cada unidad, está explicando las variables exógenas a la dependiente en un 69%; tomando como unidad de análisis a los países, se explica en un 16% y, si se toma como el conjunto de observaciones como un todo, la relación de las variables exógenas con la dependiente es del 67%. Los efectos de los coeficientes mediante el método 3, se esperaba que fueran aproximadamente los mismos que en el método 2, ya que son solo dos formas distintas de modelar efectos fijos. De nuevo, detalles estadísticos de este modelo se presentan en la **Tabla 4**.

Tabla 4. Características del método 3.

r-squared		Estadístico F, errores estándar	F test that all $u_i=0$
within	0.6904	F=163,32; Prob>F=0,000	F=1,11; Prob>F=0,3578
between	0.1670		
overall	0.6747		

Debido a que el valor de probabilidad del estadístico F de la estimación es cero, se rechaza la hipótesis nula de que todas las estimaciones del modelo sean cero. Pero, al ver el Test F de significancia de los efectos fijos, se nota que se rechaza la relevancia del conjunto de variables dicótomas. Este p-valor indica también que es preferible el uso del método de modelo agrupado (MCO), en vez del de efectos fijos. Con estos resultados, parecería dudoso tomar la estimación por efectos fijos como la mejor y, aunque se esté cumpliendo con la hipótesis del modelo, se deben tener en cuenta otros métodos. También existe la posibilidad como se ha mencionado anteriormente, que hallan problemas de especificación. Y que de acuerdo a lo explicado en el método 2, los efectos invariantes entre los países no son distintos de cero, es decir que no existiría un efecto fijo por país. Teniendo en cuenta la no significancia de las dummy, más adelante se intentará corregir el efecto sobre las demás variables del modelo.

5.4. Método 4 – Efectos aleatorios

Cuando se supone un intercepto diferente de cada unidad transversal en el modelo, este sí es significativo, pero igual se debe tener en cuenta que las variables de han diferenciado. β_1 , β_2 y β_4 son significativas tal que, ante un incremento de 1% del índice relativo de productividad agrícola, de la acumulación relativa de capital físico y de los términos de intercambio, el valor agregado relativo de la agricultura en el capital variará en 81%, -36% y 9% respectivamente. Mientras, la acumulación de capital físico sigue siendo no significativa. Pero, dadas las circunstancias del modelo, todas o algunas de las variables explicativas son tratadas como si se derivarán de causas aleatorias. Con respecto al método 3, los componentes del R^2 varían solo en 1%, tal que tomando como unidad de análisis a los países y tomando el conjunto de observaciones como un todo se explica la variable dependiente en 68%. Pero, según el R^2 dentro de cada unidad (between), las variables

exógenas explican a la dependiente en un 45%. Las características del método se presentan en la **Tabla 5**.

Tabla 5. Características del método 4.

r-squared	
within	0.6873
between	0.4511
overall	0.6827

Para verificar que tan viable es esta metodología para el modelo propuesto, se emplea el test de Hausman. Este test calcula si existe o no una diferencia sistemática de los coeficientes entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios. Cuando en la estimación, la $\text{Prob} > \chi^2$ es mayor a 0,05, entonces se rechaza la hipótesis nula de correlación entre las variables explicativas y los efectos individuales. Para el caso, sucede lo contrario, ya que $\text{Prob} > \chi^2$ es menor a 0,05, entonces no se rechaza la hipótesis nula, lo que quiere decir que el estimador aleatorio no debe ser utilizado y hasta el momento es mejor usar el método 3 (ver anexos: Test de Hausman).

Hasta este punto, todo parece indicar que, en términos econométricos, el mejor método a utilizar es el modelo agrupado, es decir, el método 1. Así, aunque se haya modelado la heterogeneidad espacial y temporal de los datos mediante efectos fijos y aleatorios, existe la posibilidad de la presencia de algún problema de especificación en los modelos en otros aspectos. Por esto, con el objetivo de conocer porqué, al tener en cuenta el espacio y el tiempo, no se mejora la especificación estadística del modelo, se plantean 5 modelos en donde, posterior a realizar pruebas de heterocedasticidad, correlación contemporánea y correlación serial, se realiza la debida corrección.

5.5. Método 5 – Corrección de auto correlación

Cuando, en datos panel, los errores de cada unidad de análisis se relacionan entre sí y, por tanto, no son independientes en el tiempo, entonces existe un problema de auto correlación o correlación serial. La prueba de Wooldridge ayuda a determinar si existe o no dicho fenómeno. Según los resultados, se rechaza la hipótesis nula de *no auto correlación entre las variables*, por lo que es necesario corregir (ver anexos: Prueba de auto correlación

de Wooldridge). El método 5 presenta una manera de corrección basada en la estimación de los efectos fijos, en conjunto con un término auto regresivo de orden 1, con el objetivo de controlar la dependencia de los errores en t con respecto a $t-1$. Esto puede ocurrir sobre cualquiera de las variables pues, usualmente, los problemas sociales o beneficios sociales, y fenómenos naturales afectan las variables económicas, por lo que se puede ver afectado el PIB y consecuentemente la producción en agricultura, el capital y los términos de intercambio en diferentes años.

Los resultados de este modelo indican que el intercepto no es significativo, como habría de esperarse. El efecto del signo sigue siendo el mismo que en el modelo de efectos fijos sin corrección, incluso en el tamaño del efecto: β_2 y β_4 afectan positivamente a la variable dependiente y β_3 no es significativo. Pero, en cambio, β_1 presenta una pequeña variación, tal que ante un incremento de 1% en el índice relativo de productividad agrícola $\frac{z}{z^*}$, variará en 80%. Sin embargo, los errores estándar para la estimación de cada variable son diferentes, al igual que el R^2 , como se puede ver en la tabla 1. Además, según el resultado del F estadístico, se rechaza la hipótesis nula de que las estimaciones del modelo sean cero. Las especificaciones del modelo se presentan a continuación.

Tabla 6. Características del método 5.

r-squared		Estadístico F, errores estándar	F test that all $u_i=0$
within	0.6749	F=147,37; Prob>F=0,000	F=1,45; Prob>F=0.1739
between	0.0742		
overall	0.6576		

Es decir, que hasta el momento los resultados se han mantenido casi constantes mediante los diferentes métodos, incluso concuerdan en la no significancia de la variable capital relativo humano. Cabe notar que los componentes del R^2 , para el caso, tomando como unidad de análisis a los países y para toda la muestra, se mantienen casi constantes que en el método de efectos fijos sin corrección, excepto por el R^2 dentro de cada unidad, que se está explicando a la variable dependiente en un 7%. Pero, al ver el Test F de significancia del

conjunto de variables dicótomas, se encuentra que éstas, incluso con la corrección de auto correlación, siguen sin tener relevancia dentro del modelo. De esta manera, el método 5 no sería el mejor para ser usado.

5.6. Método 6 – Corrección de heterocedasticidad

La heterocedasticidad ocurre cuando la varianza de los errores para cada unidad no es constante. Con el objetivo de verificar la presencia de este problema en el modelo, se realiza la prueba modificada de Wald (ver anexos: Prueba de Wald para heterocedasticidad). Los resultados indican un rechazo de la hipótesis nula de varianza constante, haciendo evidente la presencia del problema. Por esta razón, el método es una alternativa que busca estimar el modelo con la corrección debida. Cabe resaltar que, en este caso, se evalúa el comportamiento corrigiendo solamente para heterocedasticidad y se analiza de dicha manera.

Los resultados indican una explicación de la variable dependiente en 69% según su R^2 y, a excepción del capital relativo humano, todas las variables son significativas dentro del modelo. De manera resumida, los signos son los esperados, al igual que el tamaño del efecto sobre la asignación relativa del capital en el sector agrícola. Cuando el índice relativo de productividad agrícola, la acumulación relativa de capital físico y los términos de intercambio varían en 1%, son de 82%, -36% y 9,5% respectivamente. Así que, respecto al modelo, no se descarta la hipótesis de que la diversificación comanda la transformación estructural del crecimiento. Sin embargo, cabe anotar que, ya conociendo la existencia de auto correlación en los datos de la muestra, éste solo funciona como un objeto de análisis más no busca ser el mejor método.

5.7. Método 7 – Corrección de correlación contemporánea y heterocedasticidad

Según la prueba de Breusch y Pagan de independencia transversal aplicada al modelo de efectos fijos, existe un problema de correlación contemporánea. Los resultados indican que los errores entre las unidades no son independientes entre sí, por tanto, también es necesario corregir este problema. Para el caso se puede referir a algún fenómeno natural que pueda afectar a dos países que compartan fronteras y por tanto que se afecte la participación de la agricultura en el PIB (ver anexos: prueba Breusch Pagan correlación contemporánea). Conociendo el problema, se ve el comportamiento de la estimación cuando se corrige correlación contemporánea y heterocedasticidad. Los resultados para cada una de las

variables, tanto para los signos, como para la cantidad del efecto y el R^2 , son los mismos que sólo corrigiendo por heterocedasticidad. Aunque este resultado puede ser válido, se intenta ir un poco más hacia la mejor especificación de la estimación.

5.8. Método 8 y Método 9 – Corrección de correlación contemporánea, auto correlación y heterocedasticidad

Conociendo la presencia de tres problemas en la estimación de los datos: correlación contemporánea, heterocedasticidad y auto correlación o correlación serial, se plantean dos métodos de estimación para su corrección. Es necesario aclarar que pueden existir otros problemas, pero este estudio se limitará a la explicación mediante los 3 problemas antes descritos.

El método 8 soluciona con estimadores de mínimos cuadrados generalizados factibles (MCGF) y en sus resultados, los coeficientes de las variables cambian con respecto a los análisis de las correcciones anteriores. Ahora bien, la significancia de las variables es la misma que en los modelos anteriores. Pero, el R^2 es del 71,24%, concluyéndose en una mejoría de la estimación. Las interpretaciones se resumen en un efecto del 75% sobre la variable dependiente a causa del índice relativo de productividad agrícola, un efecto del -30% por la acumulación del capital físico y de 7,7% por los términos de intercambio.

Con el mismo objetivo, pero esta vez solucionando con errores estándar corregidos para panel, los resultados para el método 9 indican una pequeña diferencia en la variación de los porcentajes de los efectos con respecto al método anterior. Parece ser que la estimación, desde esta perspectiva, insiste en la no significancia de la variable capital relativo humano con un error estándar de 0,42. Mientras tanto, una variación de 1% en índice relativo de productividad agrícola provoca una variación de 81% en la asignación relativa del capital en el sector agrícola, una variación de -36% a causa de la acumulación relativa de capital y una de 9,6% por los términos de intercambio. A modo de comparación, el R^2 esta vez es un poco más alto y según Beck y Katz (1995), los errores estándar corregidos para panel son más precisos que los MCGF, como se explicó en el marco teórico.

6. Conclusiones

Este estudio realizó 9 métodos diferentes de estimación para la ecuación propuesta por Ortiz (2013). A manera de conclusión, los resultados indican la existencia de diferencias muy pequeñas entre todas las metodologías y una consistencia en los efectos y signos de las variables, así como que el capital relativo humano no es significativo en el modelo. Durante el proceso se generaron algunas comparaciones, por ejemplo, al tomar los datos agrupados y olvidando el espacio y el tiempo, el modelo funciona de manera correcta teniendo en cuenta la verificación de la ausencia de problemas econométricos. Cuando se incluyen variables dicótomas por país y se estima por MCO, con el objetivo de evaluar los efectos fijos, se presenta mejoría del 1% con respecto al R^2 del método anterior. Sin embargo, respecto a las técnicas de comparación AIC y BIC, es preferible usar el modelo 1 al 2, a modo de especificación.

El método 3 es la manera directa de evaluar por efectos fijos y, como habría de esperarse, los efectos de las variables son los mismos que para el método 2. La diferencia es que, éste método deja observar otras características del R^2 entre, intra y tomando toda la muestra de datos. Pero, según el Test F de la estimación, el conjunto de variables dicótomas no es relevante, siendo consistente con el resultado de la comparación entre el método 1 y 2. Luego, en el método 4, se supone un intercepto diferente para cada unidad transversal y las variables son tratadas como si se derivaran de causas aleatorias. Al realizar la prueba de Hausman, se halla que el estimador aleatorio no es el mejor para ser utilizado. Por lo tanto, se rechaza que las variables explicativas no sean independientes del termino de error, así que el método de efectos fijos no se rechaza del todo. A partir de los resultados, se cuestiona la probabilidad de la existencia de algún problema de especificación estadística. Así que, luego de realizar las pruebas de Wooldridge, la modificada de Wald, y la de Breusch y Pagan, en el estudio se limita a analizar los problemas de heterocedasticidad, correlación serial y auto correlación.

En la estimación con corrección de correlación serial, el método 5 no presenta grandes variaciones respecto a los anteriores métodos. Pero, de nuevo, el Test F de significancia del conjunto de variables dicótomas arroja el resultado de su no relevancia. Por esto, se plantea el método 6 de corrección de heterocedasticidad. Aunque en principio se sabe que no es el mejor método, ya que se conoce la presencia de auto correlación, a modo de análisis, en este

todas las variables son significativas. A continuación, en el método 7, se corrige tanto auto correlación como heterocedasticidad, los resultados en cuanto al signo esperado y variación, son los mismos que corrigiendo solo por heterocedasticidad, incluso el R^2 es el mismo, Incluso se repite la no significancia del capital relativo humano.

Por último, los métodos 8 y 9 estiman corrigiendo heterocedasticidad, auto correlación y correlación contemporánea. Existen pequeñas diferencias en los resultados, estimando por MCGF, se cumplen los signos esperados y el R^2 es del 71,24%. Mientras que, por medio de errores estándar corregidos para panel, la estimación cuenta con un R^2 un poco mayor que el anterior método. Luego, con ayuda de la demostración de Beck y Katz (1995) en que el método 9 es el mejor para corregir dichos problemas -en general-, se llega a que ese es el mejor en términos de especificación.

A modo de conclusión en cuanto a teoría del crecimiento, aunque la acumulación relativa del capital humano no sea significativa dentro del modelo de transformación estructural del crecimiento, las demás variables si lo son, por lo que no se puede rechazar del todo la hipótesis de diversificación productiva como impulsador de dicha transformación para los 9 países Latinoamericanos en análisis, durante 1980 y 2014. Tal parece que el modelo de Ortiz (2013) se cumple para los países en estudio -omitiendo la variable de acumulación del capital humano-.

Respecto a la acumulación relativa del capital humano y su no significancia dentro del modelo corregido por los principales problemas de especificación econométrica, es un hecho que no anula el modelo de transformación estructural, pero sí genera dudas sobre la influencia de esta variable en el aporte de la diversificación productiva. Es posible que exista una colinealidad con el capital físico y/o con los términos de intercambio que puede estar indirectamente ligada a la educación y la esperanza de vida o, que pueda deberse a que el indicador de dicha variable no tiene en cuenta la calidad de educación y la diferencia de esta entre los países analizados. Además, es posible que al tratarse de países subdesarrollados los problemas sociales, políticos y económicos la estén afectando o que simplemente por una mala intervención estatal, el capital humano como motor del crecimiento no sea significativo.

Se puede ver según los resultados que, la estructura económica de un país pequeño subdesarrollado, que en este caso se representa como el conjunto de países Latinoamericanos

para una muestra de 9 países, depende de sus ventajas comparativas. La estructura económica protagonizada por los recursos y la forma de producción, así como la acumulación de capital, la actividad en el sector agrícola y las variaciones que pueden tomar los términos de intercambio en economía abierta, muestran que, si los países no hacen un esfuerzo para salir de esa actividad económica que no apoya la diversificación productiva y por tanto en un desarrollo de dicha estructura económica, se verán inmersos en su estancamiento. Además, es evidente que los países latinoamericanos experimentan una tendencia hacia el deterioro de sus términos de intercambio, a medida que concentran su actividad económica en producción en la que su demanda relativa cae –sector primario-, mientras incrementa la diversificación productiva del mundo desarrollado, que en este caso es bien representado por Estados Unidos.

7. Referencias

- Akaike. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 7. Retrieved from http://bayes.acs.unt.edu:8083/BayesContent/class/Jon/MiscDocs/Akaike_1974.pdf
- Beck, Nathaniel, J. N. K. (1995). What to do and not to do with time-series cross-section data. *American Political Science Review*, 89, No. 3, 13. Retrieved from <https://authors.library.caltech.edu/44319/1/beck%2Bkatz95.pdf>
- Belmartino, A. (2016). *Diversificación productiva en las provincias argentinas. Evolución entre 1996 – 2012 y factores económicos asociados*. Argentina. Retrieved from <https://aaep.org.ar/anales/works/works2016/belmartino.pdf>
- Carlos Humberto Ortiz, D. M. J. y M. L. J. (2018). *Diversificación productiva y cambio estructural en nueve economías Latinoamericanas: 1980-2014*.
- Chenery, H. B., Robinson, S., & Syrquin, M. (1986). *Industrialization and growth: A comparative study*. (Oxford University Press, Ed.). Washington: World Bank.
- Dinero, R. (2013). La apertura económica. Retrieved from <https://www.dinero.com/edicion-impresa/caratula/articulo/la-apertura-economica/182405>
- Hirschman, A.O. 1958. *The strategy of Economic Development*, Yale University Press, Inc., New Haven.
- Hirschman, A. (1992). "The case Against 'one thing at time'", en Teitel, Simon (ed.), *Towards a New Development Strategy for Latin America: Pathways from Hirschman's Thought*, Inter-American Development Bank, Washington (p. 403). IDB.
- Jaramillo, M. L. (2016). *¿Existe relación entre la diversificación productiva y el cambio estructural?* Universidad del Valle. Retrieved from <http://bibliotecadigital.univalle.edu.co:8080/bitstream/10893/9909/1/CB-0534282.pdf>
- Javier, A. J. y M. (2005). *Diagnóstico y Especificación de Modelos Panel en Stata 8.0*. División de Estudios Políticos, DICE.
- Kaldor, N. 1961. "Capital Accumulation and Economic Growth" en *The Theory of Capital*, eds. F. Lutz y D. Hague, Macmillan, London.
- Landes, D. (1998). *The Wealth and Poverty of Nations - Why some countries are so rich and some so poor* (First Ed.). New York: W.W.Norton & Company.

- Leontief, W. 1963. "The structure of Development, en Leontief, *Input-Output Economics*, 1986, Oxford University Press.
- Margarita Díaz, J. e M. V. (2017). Estrategias Metodológicas para Datos de Panel. El caso de los bancos típicos en Argentina. Retrieved from http://www.eco.unc.edu.ar/files/iestadistica/Presentacion_Margarita.pdf
- Matsuyama, K. 1992. " Agricultural Productivity advantage and economic growth", *Journal of economic theory*, Vol 58, 317 - 344.
- Ortiz, C. (2013). Economic growth consequences of structural stagnation : A two-sector model of productive diversification. *Lecturas de Economía*, (78), 73–113. Retrieved from <http://www.scielo.org.co/pdf/le/n78/n78a3.pdf>
- Ortiz, C. H., & Salazar, J. D. (2015). Brasil como horizonte : una propuesta de transformación productiva para Colombia. Cuadernos de Administración, 31(53), 23–37. Retrieved from <http://www.scielo.org.co/pdf/cuadm/v31n53/v31n53a03.pdf>
- Parks, R. W. (1967). Efficient Estimation of a System of Regression Equations when Disturbances are Both Serially and Contemporaneously Correlated. *JSTOR*, 62(318), 500–509. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/2283977?seq=1#page_scan_tab_contents
- Rafael David Escalante Cortina, Wilson Mayorga Mogollon, J. C. V. S. (2010). *Manual de aplicación del modelo de regresión lineal múltiple con correcciones de especificación, usos de Stata 9.0, Stata 10.0, Eviews 5.0, ssps 11.0*.
- Rodrik, D. (2005). Políticas de diversificación económica. *Revista de La CEPAL*, 87, 16. Retrieved from https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/11077/087007023_es.pdf
- Schwarz, G. (1978). *Estimating the dimension of a model. The annals of statistics* (Vol. 6, No.2). 461-464
- Torrecillas, R. L. y C. (2016). Guía cero para datos de panel. Un enfoque práctico. Universidad Autónoma de Madrid. Retrieved from https://www.uam.es/docencia/degin/catedra/documentos/16_Guia_CERO_para_datos_de_panel_Un_enfoque_practico.pdf
- United Nations. 2007. Industrial Development for the 21st Century: Sustainable Development Perspectives, Department of Economic and Social Affairs, New York.

Uriel, E. (2013). Econometría y datos económicos. Retrieved from [https://www.uv.es/uriel/1 Econometría y datos economicos.pdf](https://www.uv.es/uriel/1%20Econometria%20y%20datos%20economicos.pdf)

8. Anexos

Comandos Stata

Para corregir heterocedasticidad y correlación contemporánea:

- `xtpcse Dlnzz Dlnbb Dlnkfkf lnkhkh Dln  $\gamma$  i.Pais`

Para corregir heterocedasticidad:

- `xtpcse Dlnzz Dlnbb Dlnkfkf lnkhkh Dln  $\gamma$  i.Pais, het`

Para corrección de heterocedasticidad, autocorrelación y correlación contemporánea:

- `xtgls Dlnzz Dlnbb Dlnkfkf lnkhkh Dln  $\gamma$  i.Pais, panels(correlated) corr(ar1)`
- `xtpcse Dlnzz Dlnbb Dlnkfkf lnkhkh Dln  $\gamma$  i.Pais, correlation(ar1)`

Pruebas de raíz unitaria: Variables en logaritmo

```
. xtunitroot llc lnzz

Levin-Lin-Chu unit-root test for lnzz
-----
Ho: Panels contain unit roots          Number of panels =    9
Ha: Panels are stationary              Number of periods =   35

AR parameter: Common                  Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included
Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag
LR variance: Bartlett kernel, 10.00 lags average (chosen by LLC)

-----
              Statistic      p-value
-----
Unadjusted t      -4.4493
Adjusted t*       -1.4125      0.0789
-----
```

```
. xtunitroot llc lnbb

Levin-Lin-Chu unit-root test for lnbb
-----
Ho: Panels contain unit roots          Number of panels =    9
Ha: Panels are stationary              Number of periods =   35

AR parameter: Common                  Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included
Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag
LR variance: Bartlett kernel, 10.00 lags average (chosen by LLC)

-----
              Statistic      p-value
-----
Unadjusted t      -3.9859
Adjusted t*       -1.5714      0.0581
-----
```

```
. xtunitroot llc lnkhkh
```

Levin-Lin-Chu unit-root test for **lnkhkh**

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	9
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	35

AR parameter: **Common** Asymptotics: **N/T -> 0**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**

ADF regressions: **1** lag
LR variance: **Bartlett** kernel, **10.00** lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-5.8574	
Adjusted t*	-2.9208	0.0017

```
. xtunitroot llc lnkfkf
```

Levin-Lin-Chu unit-root test for **lnkfkf**

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	9
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	35

AR parameter: **Common** Asymptotics: **N/T -> 0**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**

ADF regressions: **1** lag
LR variance: **Bartlett** kernel, **10.00** lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-2.2322	
Adjusted t*	0.5936	0.7236

```
. xtunitroot llc lny
```

Levin-Lin-Chu unit-root test for **lny**

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	9
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	35

AR parameter: **Common** Asymptotics: **N/T -> 0**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**

ADF regressions: **1** lag
LR variance: **Bartlett** kernel, **10.00** lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-4.2307	
Adjusted t*	-0.3674	0.3566

Pruebas de raíz unitaria: Variables Diferenciadas

```
. xtunitroot llc Dlnzz
```

Levin-Lin-Chu unit-root test for **Dlnzz**

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	9
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	34

AR parameter: Common	Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included	
Time trend: Not included	

ADF regressions: 1 lag
LR variance: **Bartlett** kernel, 10.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-20.6627	
Adjusted t*	-14.6125	0.0000

```
. xtunitroot llc Dlnbb
```

Levin-Lin-Chu unit-root test for **Dlnbb**

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	9
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	34

AR parameter: Common	Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included	
Time trend: Not included	

ADF regressions: 1 lag
LR variance: **Bartlett** kernel, 10.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-18.8629	
Adjusted t*	-13.8423	0.0000

```
. xtunitroot llc Dlnkfkf
```

Levin-Lin-Chu unit-root test for **Dlnkfkf**

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	9
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	34

AR parameter: Common	Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included	
Time trend: Not included	

ADF regressions: 1 lag
LR variance: **Bartlett** kernel, 10.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-6.3620	
Adjusted t*	-1.9680	0.0245

```
. xtunitroot llc Dlny
```

Levin-Lin-Chu unit-root test for **Dlny**

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	9
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	34

AR parameter: **Common** Asymptotics: **N/T -> 0**
Panel means: **Included**
Time trend: **Not included**

ADF regressions: **1 lag**
LR variance: **Bartlett** kernel, **10.00** lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-12.3002	
Adjusted t*	-7.2936	0.0000

Pruebas de especificación método 1

- Prueba de variables omitidas

```
. ovtest
```

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of Dlnzz
Ho: model has no omitted variables
F(3, 298) = **1.39**
Prob > F = **0.2470**

- Prueba de heterocedasticidad

```
. hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of Dlnzz

chi2(1) = **0.06**
Prob > chi2 = **0.8070**

- Prueba multicolinealidad

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
Dlnkfkf	1.07	0.934311
Dlnpppc80	1.06	0.947099
Dlnbb	1.02	0.982934
lnkhkh	1.02	0.983500
Mean VIF	1.04	

- Prueba de normalidad de los errores

```
. sktest e
```

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
e	306	0.0000	0.0000	53.62	0.0000

_____ joint _____

Pruebas de especificación método 2

- Prueba de variables omitidas

`. ovtest`

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of `Dlnzz`

Ho: model has no omitted variables

$F(3, 290) = 1.37$

Prob > F = 0.2522

- Prueba de heterocedasticidad

`. hettest`

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of `Dlnzz`

$\chi^2(1) = 0.36$

Prob > $\chi^2 = 0.5458$

- Prueba multicolinealidad

`. vif`

Variable	VIF	1/VIF
Dlnbb	1.05	0.956661
Dlnkfkf	1.16	0.860054
lnkhkh	2.72	0.367260
Dlnpppc80	1.08	0.928038
Pais		
2	1.93	0.518038
3	2.94	0.340139
4	1.79	0.558668
5	2.25	0.445212
6	2.08	0.480946
7	3.34	0.299382
8	2.03	0.492412
9	1.89	0.529407
Mean VIF	2.02	

- Prueba de normalidad de los errores

`. sktest R`

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	joint	
				adj chi2(2)	Prob>chi2
R	306	0.0000	0.0000	48.40	0.0000

Comparación entre método 1 y método 2

```
. estimates table M1 M2, star stats (r2,N)
```

Variable	M1	M2
Dlnbb	.81634046***	.82810353***
Dlnkfkf	-.36261448***	-.36335646***
lnkhkh	.00811956	-.0361414
Dlnpppc80	-.09653415***	-.09548146**
Pais		
2		.00032809
3		-.03272195
4		-.01223605
5		-.0266281
6		-.02113979
7		-.03858792*
8		-.02372893
9		-.00994827
_cons	.01425094	.00753881
r2N		

Criterio de información para método 1

```
. estat ic
```

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	306	278.335	453.9484	5	-897.8968	-879.2788

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#).

Criterio de información para método 2

```
. estat ic
```

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	306	278.335	458.5072	13	-891.0144	-842.6078

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#).

Test de Hausman

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
        = 12.69
Prob>chi2 = 0.0129
```

Prueba de auto correlación de Wooldridge

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first order autocorrelation

```
F( 1,      8) =    0.115
Prob > F =    0.7432
```

Prueba de Wald para heterocedasticidad

```
. xttest3
```

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

```
chi2 (9) =    24.28
Prob>chi2 =    0.0039
```

Prueba de Breusch & Pagan para Correlación contemporánea

```
. xttest2
```

Correlation matrix of residuals:

	__e1	__e2	__e3	__e4	__e5	__e6	__e7	__e8	__e9
__e1	1.0000								
__e2	0.4891	1.0000							
__e3	0.5185	0.4164	1.0000						
__e4	0.6169	0.6787	0.6073	1.0000					
__e5	0.3054	0.2825	0.3733	0.4261	1.0000				
__e6	0.5177	0.6761	0.5821	0.6638	0.4285	1.0000			
__e7	0.6959	0.5931	0.6327	0.7249	0.6407	0.7055	1.0000		
__e8	0.5027	0.6043	0.6421	0.7978	0.2046	0.7314	0.6267	1.0000	
__e9	0.5516	0.2637	0.6094	0.6526	0.2719	0.3994	0.5197	0.5749	1.0000

Breusch-Pagan LM test of independence: $\chi^2(36) = 387.087$, $Pr = 0.0000$
Based on 34 complete observations over panel units

Salidas en Stata (tener en cuenta el coeficiente negativo sobre los términos de intercambio en el modelo)

Método 1

```
. reg Dlnzz Dlnbb Dlnkfkf lnkhkh Dlny
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	306
Model	1.98332656	4	.49583164	F(4, 301)	=	161.88
Residual	.921940235	301	.003062924	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.6827
				Adj R-squared	=	0.6784
Total	2.9052668	305	.009525465	Root MSE	=	.05534

Dlnzz	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Dlnbb	.8163405	.0323719	25.22	0.000	.7526365	.8800444
Dlnkfkf	-.3626145	.0758998	-4.78	0.000	-.511976	-.213253
lnkhkh	.0081196	.0158864	0.51	0.610	-.023143	.0393821
Dlny	-.0965342	.0289198	-3.34	0.001	-.1534448	-.0396235
_cons	.0142509	.0098319	1.45	0.148	-.0050971	.033599

Método 2

```
. reg Dlnzz Dlnbb Dlnkfkf lnkhkh Dlny i.Pais
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	306
Model	2.01039171	12	.167532643	F(12, 293)	=	54.85
Residual	.894875084	293	.003054181	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.6920
				Adj R-squared	=	0.6794
Total	2.9052668	305	.009525465	Root MSE	=	.05526

Dlnzz	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Dlnbb	.8281035	.0327666	25.27	0.000	.7636159	.8925912
Dlnkfkf	-.3633565	.0789956	-4.60	0.000	-.5188272	-.2078858
lnkhkh	-.0361414	.0259601	-1.39	0.165	-.0872333	.0149504
Dlny	-.0954815	.0291736	-3.27	0.001	-.1528977	-.0380652
Pais						
Bolivia	.0003281	.013967	0.02	0.981	-.0271603	.0278165
Brasil	-.032722	.0172368	-1.90	0.059	-.0666455	.0012016
Chile	-.0122361	.0134495	-0.91	0.364	-.038706	.0142339
Colombia	-.0266281	.0150661	-1.77	0.078	-.0562796	.0030234
Ecuador	-.0211398	.0144956	-1.46	0.146	-.0496685	.0073889
Honduras	-.0385879	.0183726	-2.10	0.037	-.074747	-.0024289
México	-.0237289	.0143258	-1.66	0.099	-.0519235	.0044656
Uruguay	-.0099483	.0138162	-0.72	0.472	-.0371399	.0172434
_cons	.0075388	.0140395	0.54	0.592	-.0200923	.0351699

Método 3

```
. xtreg Dlnzz Dlnbb Dlnkfkf lnkhkh Dlny , fe
```

Fixed-effects (within) regression

Number of obs = 306

Group variable: Pais

Number of groups = 9

R-sq:

within = 0.6904

between = 0.1670

overall = 0.6747

Obs per group:

min = 34

avg = 34.0

max = 34

F(4,293) = 163.32

corr(u_i, Xb) = -0.1500

Prob > F = 0.0000

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Dlnzz						
Dlnbb	.8281035	.0327666	25.27	0.000	.7636159	.8925912
Dlnkfkf	-.3633565	.0789956	-4.60	0.000	-.5188272	-.2078858
lnkhkh	-.0361414	.0259601	-1.39	0.165	-.0872333	.0149504
Dlny	-.0954815	.0291736	-3.27	0.001	-.1528977	-.0380652
_cons	-.0107571	.0152992	-0.70	0.483	-.0408673	.0193532
sigma_u	.01376093					
sigma_e	.05526465					
rho	.05838158					(fraction of variance due to u_i)

F test that all u_i=0: F(8, 293) = 1.11

Prob > F = 0.3578

Método 4

```
. xtreg Dlnzz Dlnbb Dlnkfkf lnkhkh Dlny , re
```

Random-effects GLS regression

Number of obs = 306

Group variable: Pais

Number of groups = 9

R-sq:

within = 0.6873

between = 0.4511

overall = 0.6827

Obs per group:

min = 34

avg = 34.0

max = 34

Wald chi2(4) = 647.53

corr(u_i, X) = 0 (assumed)

Prob > chi2 = 0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Dlnzz						
Dlnbb	.8163405	.0323719	25.22	0.000	.7528927	.8797882
Dlnkfkf	-.3626145	.0758998	-4.78	0.000	-.5113754	-.2138535
lnkhkh	.0081196	.0158864	0.51	0.609	-.0230173	.0392564
Dlny	-.0965342	.0289198	-3.34	0.001	-.1532159	-.0398524
_cons	.0142509	.0098319	1.45	0.147	-.0050193	.0335212
sigma_u	0					
sigma_e	.05526465					
rho	0					(fraction of variance due to u_i)

Método 5

```
. xtregar Dlnzz Dlnbb Dlnkfkf lnkhkh Dlny ,fe
```

```
FE (within) regression with AR(1) disturbances   Number of obs   =       297
Group variable: Pais                           Number of groups =        9

R-sq:                                           Obs per group:
    within = 0.6749                             min =       33
    between = 0.0742                             avg =      33.0
    overall = 0.6576                             max =       33

F(4,284) = 147.37
corr(u_i, Xb) = -0.1748                       Prob > F         =    0.0000
```

Dlnzz	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Dlnbb	.8019862	.0336529	23.83	0.000	.7357454	.868227
Dlnkfkf	-.3427462	.0751804	-4.56	0.000	-.4907278	-.1947646
lnkhkh	-.0559474	.0256178	-2.18	0.030	-.1063722	-.0055226
Dlny	-.1110927	.0291534	-3.81	0.000	-.1684769	-.0537084
_cons	-.0214406	.0160915	-1.33	0.184	-.0531143	.0102331
rho_ar	-.0749526					
sigma_u	.01581447					
sigma_e	.05448276					
rho_fov	.07770695	(fraction of variance because of u_i)				

F test that all u_i=0: F(8,284) = 1.45 Prob > F = 0.1739

Método 6

```
. xtpcse Dlnzz Dlnbb Dlnkfkf lnkhkh Dlny i.Pais, het
```

Linear regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

```
Group variable: Pais                           Number of obs   =       306
Time variable: año                             Number of groups =        9
Panels:      heteroskedastic (balanced)        Obs per group:
Autocorrelation: no autocorrelation            min =       34
                                                avg =       34
                                                max =       34

Estimated covariances   =        9      R-squared       =    0.6920
Estimated autocorrelations =        0      Wald chi2(12)    =    641.27
Estimated coefficients   =       13      Prob > chi2      =    0.0000
```

Dlnzz	Het-corrected			P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.	z			
Dlnbb	.8281035	.0332687	24.89	0.000	.7628981	.8933089
Dlnkfkf	-.3633565	.0845955	-4.30	0.000	-.5291605	-.1975524
lnkhkh	-.0361414	.0225584	-1.60	0.109	-.080355	.0080722
Dlny	-.0954815	.0297882	-3.21	0.001	-.1538653	-.0370977
Pais						
Bolivia	.0003281	.0142446	0.02	0.982	-.0275907	.0282469
Brasil	-.032722	.0166075	-1.97	0.049	-.0652721	-.0001718
Chile	-.0122361	.0139991	-0.87	0.382	-.0396738	.0152017
Colombia	-.0266281	.015167	-1.76	0.079	-.0563548	.0030986
Ecuador	-.0211398	.0147422	-1.43	0.152	-.050034	.0077544
Honduras	-.0385879	.0168667	-2.29	0.022	-.0716461	-.0055297
México	-.0237289	.0153886	-1.54	0.123	-.05389	.0064322
Uruguay	-.0099483	.0179925	-0.55	0.580	-.0452129	.0253163
_cons	.0075388	.0146366	0.52	0.607	-.0211483	.0362259

Método 7

. xtpcse Dlnzz Dlnbb Dlnkfkf lnkhkh Dlny i.Pais

Linear regression, correlated panels corrected standard errors (PCSEs)

Group variable: Pais Number of obs = 306
Time variable: año Number of groups = 9
Panels: correlated (balanced) Obs per group: min = 34
Autocorrelation: no autocorrelation avg = 34
max = 34
Estimated covariances = 45 R-squared = 0.6920
Estimated autocorrelations = 0 Wald chi2(12) = 232.51
Estimated coefficients = 13 Prob > chi2 = 0.0000

Dlnzz	Panel-corrected					
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Dlnbb	.8281035	.0618404	13.39	0.000	.7068986	.9493084
Dlnkfkf	-.3633565	.1185512	-3.06	0.002	-.5957125	-.1310004
lnkhkh	-.0361414	.0424275	-0.85	0.394	-.1192978	.047015
Dlny	-.0954815	.036677	-2.60	0.009	-.1673671	-.0235958
Pais						
Bolivia	.0003281	.0119004	0.03	0.978	-.0229962	.0236524
Brasil	-.032722	.0202438	-1.62	0.106	-.0723991	.0069552
Chile	-.0122361	.0091302	-1.34	0.180	-.0301309	.0056588
Colombia	-.0266281	.0161777	-1.65	0.100	-.0583358	.0050796
Ecuador	-.0211398	.0133532	-1.58	0.113	-.0473115	.0050319
Honduras	-.0385879	.0221214	-1.74	0.081	-.0819451	.0047693
México	-.0237289	.0132832	-1.79	0.074	-.0497636	.0023057
Uruguay	-.0099483	.0132164	-0.75	0.452	-.035852	.0159555
_cons	.0075388	.0201819	0.37	0.709	-.0320169	.0470945

Método 8

. xtglm Dlnzz Dlnbb Dlnkfkf lnkhkh Dlny i.Pais, panels(correlated) corr(ar1)

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
Panels: heteroskedastic with cross-sectional correlation
Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (-0.0820)

Estimated covariances = 45 Number of obs = 306
Estimated autocorrelations = 1 Number of groups = 9
Estimated coefficients = 13 Time periods = 34
Wald chi2(12) = 743.65
Prob > chi2 = 0.0000

Dlnzz	Panel-corrected					
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Dlnbb	.758724	.0296732	25.57	0.000	.7005655	.8168824
Dlnkfkf	-.3009996	.0527975	-5.70	0.000	-.4044809	-.1975184
lnkhkh	.0002073	.0180718	0.01	0.991	-.0352128	.0356274
Dlny	-.0776428	.0167421	-4.64	0.000	-.1104568	-.0448289
Pais						
Bolivia	.0055468	.010015	0.55	0.580	-.0140821	.0251758
Brasil	-.015277	.0120926	-1.26	0.206	-.0389781	.008424
Chile	-.0100007	.0086162	-1.16	0.246	-.0268882	.0068868
Colombia	-.0155056	.0120519	-1.29	0.198	-.039127	.0081158
Ecuador	-.0107384	.0102913	-1.04	0.297	-.0309089	.0094322
Honduras	-.0185486	.01178	-1.57	0.115	-.041637	.0045398
México	-.0148398	.0105777	-1.40	0.161	-.0355718	.0058921
Uruguay	-.0047654	.0113481	-0.42	0.675	-.0270072	.0174763
_cons	.0170024	.0126501	1.34	0.179	-.0077912	.0417961

Método 9

```
. xtpcse Dlnzz Dlnbb Dlnkfkf lnkhkh Dlny i.Pais,correlation(ar1)
```

Prais-Winsten regression, correlated panels corrected standard errors (PCSEs)

```

Group variable: Pais                Number of obs   =    306
Time variable: año                 Number of groups =     9
Panels: correlated (balanced)      Obs per group:
Autocorrelation: common AR(1)      min =    34
                                      avg =    34
                                      max =    34

Estimated covariances =    45      R-squared =    0.6861
Estimated autocorrelations =    1    Wald chi2(12) =   234.32
Estimated coefficients =    13      Prob > chi2 =    0.0000

```

Dlnzz	Panel-corrected					[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.	z	P> z			
Dlnbb	.8151361	.0617982	13.19	0.000	.6940139	.9362584	
Dlnkfkf	-.3655174	.110524	-3.31	0.001	-.5821404	-.1488944	
lnkhkh	-.036637	.0390172	-0.94	0.348	-.1131094	.0398354	
Dlny	-.0963747	.0360406	-2.67	0.007	-.1670129	-.0257364	
Pais							
Bolivia	.0003184	.0112177	0.03	0.977	-.0216678	.0223046	
Brasil	-.032327	.0188219	-1.72	0.086	-.0692172	.0045632	
Chile	-.0116182	.0087625	-1.33	0.185	-.0287923	.005556	
Colombia	-.0265781	.0150572	-1.77	0.078	-.0560897	.0029335	
Ecuador	-.0206705	.0125868	-1.64	0.101	-.0453402	.0039992	
Honduras	-.0384059	.0204294	-1.88	0.060	-.0784467	.0016349	
México	-.0235366	.0124821	-1.89	0.059	-.0480011	.0009278	
Uruguay	-.0100976	.0121857	-0.83	0.407	-.033981	.0137859	
_cons	.0069643	.0186896	0.37	0.709	-.0296666	.0435951	
rho	-.0819977						