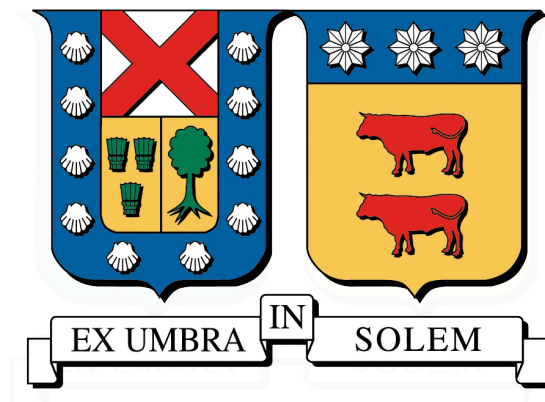


UNIVERSIDAD TÉCNICA FEDERICO SANTA MARÍA
DEPARTAMENTO DE INDUSTRIAS
VALPARAÍSO - CHILE



**IMPACTO DEL GASTO PÚBLICO EN EDUCACIÓN SOBRE EL
CRECIMIENTO ECONÓMICO Y LA DESIGUALDAD DE
INGRESOS EN LOS PAISES DE LA OCDE**

LESLY BELLA CHAMORRO CÁRDENAS

MEMORIA PARA OPTAR AL TÍTULO DE DE INGENIERA CIVIL INDUSTRIAL

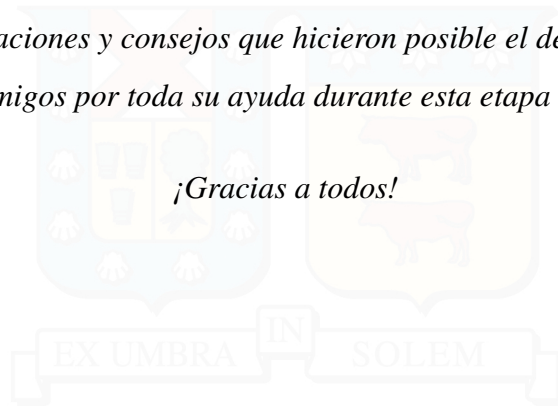
PROFESOR GUÍA : SR. RODOLFO SALAZAR ALBORNOZ
PROFESOR CORREFERENTE : SR. GONZALO AMÉSTICA HERNÁNDEZ

SEPTIEMBRE 2019

AGRADECIMIENTOS

A Dios por permitirme dar este paso, a mis padres, Iván y Gloria, y a mi hermana Isidora, por su confianza y apoyo incondicional en este proceso, a mi profesor guía Rodolfo Salazar, por sus aportaciones y consejos que hicieron posible el desarrollo y culminación de esta tesis y a mis amigos por toda su ayuda durante esta etapa universitaria.

¡Gracias a todos!



RESUMEN EJECUTIVO

El incremento en el gasto de los gobiernos hacia la educación en los países que pertenecen a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE), ha despertado la interrogante sobre el efecto que el mismo puede tener en la desigualdad de los ingresos y el crecimiento económico a largo plazo. Si bien la literatura argumenta que la educación es una herramienta fundamental para alcanzar el desarrollo de un país, no hay hasta el momento trabajos empíricos que verifiquen si el gasto en educación promueve el crecimiento económico o si este último estimula a los gobiernos a gastar más en educación en los países de la OCDE.

Es por tal motivo, que el objetivo de esta tesis consiste en estudiar econométricamente si existe una relación entre el gasto público en educación con la desigualdad de ingresos y el crecimiento económico para los países miembros de la OCDE, distinguiendo entre los niveles de educación secundaria y terciaria a fin de separar el efecto que tienen. El análisis empírico se realiza mediante un modelo de Solow con datos de panel para un grupo de 23 países en el periodo comprendido entre 1960 y 2017. Para ello, se realizan pruebas de raíz unitaria y de cointegración de datos de panel, así como estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (OLS), mínimos cuadrados ordinarios totalmente modificados (FMOLS) y mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS) de datos de panel. Finalmente se realiza una prueba de causalidad de Granger a través del modelo de corrección de errores de vectores (VECM).

Los resultados de las pruebas muestran que existe una relación positiva entre el gasto en los diferentes niveles educacionales y el crecimiento económico. Además, se observa que la educación terciaria es el nivel donimante en el efecto sobre el crecimiento económico. La prueba de causalidad de Granger confirmó que no existe ninguna causalidad desde la educación hacia el crecimiento económico. Sin embargo, la evidencia si está a favor de la causalidad unidireccional que va desde el crecimiento económico hasta el gasto público en educación tanto a corto como largo plazo. Este resultado apoya firmemente el argumento de Danacica y Belascu (2010), quienes indican que el crecimiento estimula a los gobiernos a gastar más en educación. Por lo tanto, el gasto educativo no es un factor limitante para el

crecimiento económico en los países de la OCDE. Por otra parte, los resultados sugieren una relación positiva entre el gasto en educación y la desigualdad en términos de distribución de ingresos. No obstante, al analizar la causalidad de la relación se cumple la hipótesis de la neutralidad, es decir, que las variables no se causan mutuamente en el sentido Granger. Por esta razón, no se puede confirmar la existencia de una curva de Kuznets. Sin embargo, en el corto plazo la desigualdad es causa del gasto en educación terciaria. Por lo tanto, países con un mayor índice de desigualdad tienden a gastar más en educación terciaria.

La inversión en educación está sujeta a limitaciones de recursos, por lo tanto, se necesita establecer las prioridades de inversión de los niveles de educación. En base a los hallazgos en el presente estudio y la creciente tendencia de los países en desarrollo de destinar una mayor parte de sus recursos hacia los niveles superiores, se recomienda a los gobiernos a no centralizar las políticas hacia el gasto en educación secundaria y terciaria puesto que en estos niveles no necesariamente reducirá la desigualdad ni incrementará el crecimiento económico en un horizonte de largo plazo.

Índice de Contenidos

1. PROBLEMA DE INVESTIGACIÓN	1
2. OBJETIVOS	4
2.1. Objetivo General	4
2.2. Objetivos Específicos	4
3. MARCO TEÓRICO	5
3.1. Crecimiento económico	5
3.2. Desigualdad económica	7
3.3. Relación entre el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos	11
3.4. Educación y Crecimiento económico	13
3.5. Educación y Desigualdad de ingresos	15
3.6. Teoría del crecimiento económico	16
3.6.1. Modelo de Solow	16
3.6.2. Modelo aumentado de Solow	23
4. METODOLOGÍA	24
4.1. Datos de panel	24
4.2. Regresiones espurias	25
4.3. Prueba de raíz unitaria para panel	27
4.3.1. Prueba de Levin, Lin y Chu (2002)	28
4.3.2. Prueba de Maddala y Wu (1999)	29
4.4. Prueba de cointegración para panel	30
4.4.1. Prueba de Pedroni (1999,2004)	30
4.4.2. Prueba de Kao (1999)	33
4.5. Estimación del vector de cointegración	33
4.5.1. Mínimos cuadrados ordinarios	34
4.5.2. Mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados	35
4.5.3. Mínimos cuadrados ordinarios dinámicos	35
4.6. Causalidad	36
4.7. Prueba de Wald	39
4.8. Especificación del modelo	39
5. DATOS	42
5.1. Estadística descriptiva	44

6. RESULTADOS	47
6.1. Prueba de raíz unitaria	47
6.2. Prueba de cointegración	50
6.2.1. Modelo Crecimiento Económico	51
6.2.2. Modelo Desigualdad de Ingresos	52
6.3. Vector de cointegración	53
6.3.1. Modelo Crecimiento Económico	53
6.3.2. Modelo Desigualdad de Ingresos	54
6.4. Vector de corrección de error	55
6.4.1. Modelo Crecimiento Económico	55
6.4.1.1. VECM OLS	55
6.4.1.2. VECM FMOLS	56
6.4.1.3. VECM DOLS 1	58
6.4.2. Modelo Desigualdad de Ingresos	59
6.4.2.1. VECM OLS	59
6.4.2.2. VECM FMOLS	60
6.4.2.3. VECM DOLS 1	61
6.5. Prueba de causalidad	62
6.5.1. Modelo Crecimiento económico	62
6.5.1.1. OLS	62
6.5.1.2. FMOLS	63
6.5.1.3. DOLS 1	64
6.5.2. Modelo Desigualdad de Ingresos	64
6.5.2.1. OLS	64
6.5.2.2. FMOLS	65
6.5.2.3. DOLS 1	65
6.5.3. Resumen gráfico causalidad a corto plazo	66
6.6. Análisis complementario	67
7. CONCLUSIÓN	73
Bibliografía	79
A. ANEXOS	86

Índice de Tablas

3.1. La relación entre desigualdad de ingresos y crecimiento económico	11
4.1. Pruebas de raíz unitaria en panel	28
5.1. Detalle de países	42
5.2. Descripción de las variables	44
5.3. Estadística descriptiva	45
6.1. Resultados de las pruebas de raíces unitarias (variables en niveles)	48
6.2. Resultados de las pruebas de raíces unitarias (variables en primera diferencia)	48
6.3. Resultados de las pruebas de raíces unitarias (variables en niveles)	49
6.4. Resultados de las pruebas de raíces unitarias (variables en primera diferencia)	49
6.5. Resultados de las pruebas de raíces unitarias (variables en niveles)	50
6.6. Resultados de las pruebas de raíces unitarias (variables en primera diferencia)	50
6.7. Resultados de la prueba de cointegración Pedroni (PIB como variable dependiente)	51
6.8. Resultados de la prueba de cointegración Kao (PIB como variable dependiente)	51
6.9. Resultados de la prueba de cointegración Pedroni (EHII como variable dependiente)	52
6.10. Resultados de la prueba de cointegración Kao (EHII como variable dependiente)	52
6.11. Resultados de la regresión PIB	53
6.12. Resultados de la regresión EHII	54
6.13. VECM OLS, uno y dos rezagos	56
6.14. VECM FMOLS, uno y dos rezagos	57
6.15. VECM DOLS 1, uno y dos rezagos	58
6.16. VECM OLS, uno y dos rezagos	60
6.17. VECM FMOLS, uno y dos rezagos	61
6.18. VECM DOLS 1, uno y dos rezagos	62
6.19. Test de Wald OLS, dos rezagos	63
6.20. Test de Wald FMOLS, dos rezagos	63
6.21. Test de Wald DOLS 1, dos rezagos	64
6.22. Test de Wald OLS, dos rezagos	64
6.23. Test de Wald FMOLS, dos rezagos	65

6.24. Test de Wald DOLS 1, dos rezagos 65

6.25. Resultados de la regresión GET 67

6.26. VECM OLS, uno y dos rezagos 68

6.27. Estimadores FMOLS para cada país 69



Índice de Figuras

3.1. Curva de Lorenz	8
3.2. Desigualdad de ingresos en los países de la OCDE	10
3.3. Curva de Kuznets	12
3.4. Ingresos futuros de acuerdo a la edad y años de educación	13
3.5. Producto marginal de capital	18
3.6. Estado estacionario	20
3.7. Aumento de la tasa de ahorro	21
3.8. Aumento de la tasa de depreciación	22
4.1. Secuencia de tareas para encontrar la causalidad de Granger	26
6.1. Causalidad a corto plazo modelo PIB	66
6.2. Causalidad a corto plazo modelo EHII	66
6.3. PIB per cápita vs coeficiente	70
6.4. GES per cápita vs coeficiente	71
6.5. FBC per cápita vs coeficiente	72
A.1. Test raíz unitaria PIB en niveles sin intercepto individual ni tendencia	86
A.2. Test raíz unitaria PIB en primeras diferencias sin intercepto individual ni tendencia	86
A.3. Test raíz unitaria EHII en niveles sin intercepto individual ni tendencia	87
A.4. Test raíz unitaria EHII en primeras diferencias sin intercepto individual ni tendencia	87
A.5. Test raíz unitaria FBC en niveles sin intercepto individual ni tendencia	87
A.6. Test raíz unitaria FBC en primeras diferencias sin intercepto individual ni tendencia	88
A.7. Test raíz unitaria GES en niveles sin intercepto individual ni tendencia	88
A.8. Test raíz unitaria GES en primeras diferencias sin intercepto individual ni tendencia	88
A.9. Test raíz unitaria GET en niveles sin intercepto individual ni tendencia	89
A.10. Test raíz unitaria GET en primeras diferencias sin intercepto individual ni tendencia	89
A.11. Test de cointegración sin intercepto ni tendencia (variable dependiente PIB)	90
A.12. Test de cointegración sin intercepto ni tendencia (variable dependiente EHII)	90
A.13. Estimador OLS (variable dependiente PIB)	90

A.14. Estimador OLS (variable dependiente EHII) 91

A.15. Estimador FMOLS (variable dependiente PIB) 91

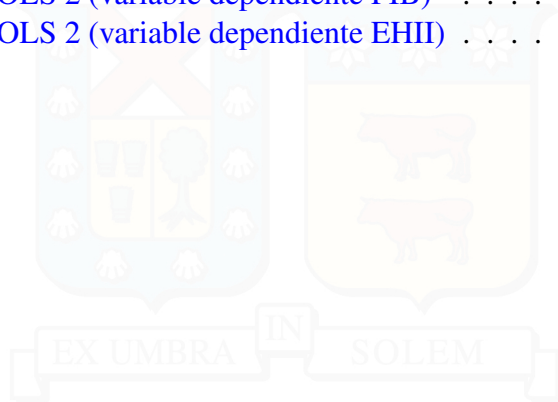
A.16. Estimador FMOLS (variable dependiente EHII) 91

A.17. Estimador DOLS 1 (variable dependiente PIB) 92

A.18. Estimador DOLS 1 (variable dependiente EHII) 92

A.19. Estimador DOLS 2 (variable dependiente PIB) 93

A.20. Estimador DOLS 2 (variable dependiente EHII) 93



1 | PROBLEMA DE INVESTIGACIÓN

El crecimiento económico ha sido un tema de gran interés para los políticos y economistas por sus implicancias en el bienestar de las personas (Galindo, 2011). Esto se debe esencialmente al hecho de que el crecimiento incrementa la cantidad de bienes y servicios producidos por una economía, lo cual está asociado a la reducción de la pobreza, generación de empleos y el mejoramiento de la calidad de vida. La manera más común para medir el crecimiento económico de un país es través de la variación porcentual del Producto Interno Bruto (PIB) real.

Desde esta perspectiva, el crecimiento económico es un medio importante para alcanzar el desarrollo de un país, sin embargo, no es suficiente para hacer frente a la desigualdad. “De hecho, se puede dar un crecimiento económico sin un verdadero desarrollo, es decir, sin que el crecimiento suponga una transformación de bienestar de una sociedad” (De la Paloma, Maetzu y Gargallo, 2005). Por lo tanto, para que este se vea reflejado en el bienestar social, debe ir acompañado de una correcta distribución de la riqueza.

La desigualdad de ingresos es otro tema que preocupa debido a las influencias negativas que puede traer sobre los entornos económicos y políticos. A pesar del aumento de la riqueza, la brecha entre ricos y pobres se encuentra en su nivel más alto desde hace 30 años. En la década de 1980, el 10 % más rico de la población de los países de la OCDE ganaba siete veces más que la población pobre, mientras que ahora es aproximadamente diez veces mayor (OECD, 2015).

A lo largo de la historia, la relación entre la desigualdad de ingresos y el crecimiento económico ha sido sujeto de una gran cantidad de estudios. No obstante, la literatura existente presenta resultados contrastantes. Por un lado, se establece que la desigualdad genera mayor crecimiento económico, mientras que otros argumentan que desincentiva

el crecimiento a largo plazo. Sin embargo, Kuznets plantea una relación en forma de u invertida, en donde el crecimiento económico genera mayor desigualdad en las primeras fases de desarrollo, pero después de alcanzar un nivel máximo la tendencia al alza se estabiliza y finalmente se revierte.

En las últimas décadas, diversas teorías han sido diseñadas para comprender los factores que contribuyen con el crecimiento económico para así poder formular políticas gubernamentales dirigidas hacia ese objetivo. Según el modelo de Robert Solow (1956), el crecimiento se basa en tres factores; el trabajo, el capital y el nivel de tecnología. Mientras que Mankiw, Rommer y Weil (1992), presentan un modelo neoclásico ampliado que incluye al capital humano como el principal factor de producción.

La literatura argumenta que la formación de capital humano, desde el punto de vista de la educación es uno de los medios para proporcionar mano de obra calificada y promover el desarrollo económico de los países. A su vez, varios han sido los trabajos empíricos realizados de acuerdo con el nivel educativo y el crecimiento económico. Sin embargo, los resultados de si un mejor nivel de educación resultante de un mayor gasto en educación promueve el crecimiento económico sigue siendo controvertido. Algunos economistas e investigadores han apoyado la relación bidireccional entre estas dos variables, mientras que también se ha sugerido que es el crecimiento económico lo que estimula a los gobiernos a gastar más en educación, y no al revés.

La proporción del gasto público en educación ha aumentado significativamente en los últimos años. Entre 2010 y 2015 el gasto por estudiante entre los países de la OCDE se incrementó en un 5 % en los niveles de educación primaria, secundaria y postsecundaria no terciaria, y en un 11 % en el nivel de educación terciaria (OECD, 2018). Además, existen grandes diferencias entre los países de la Organización para la Cooperación y desarrollo (OCDE) en lo que respecta al gasto educativo. Es por esto, que resulta interesante determinar si la asignación del presupuesto al sector de la educación ha contribuido en el crecimiento económico sustentable con equidad.

Con todo aquello, surge el primer cuestionamiento, ¿Cuál es el impacto del gasto público en educación secundaria y terciaria sobre el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos en los países de la OCDE?

Respecto al segundo cuestionamiento, ¿Existe una relación a largo plazo entre el gasto educativo con el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos en los países miembros de la OCDE?

Finalmente, ¿En qué sentido se muestra la direccionalidad de la relación causal entre las variables en estudio?



2 | OBJETIVOS

2.1. Objetivo General

Evidenciar la relación existente que guarda el gasto público en educación sobre el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos en países de la OCDE, mediante un análisis de cointegración para datos de panel, con el fin de contribuir con el desarrollo de mejores políticas públicas y económicas.

2.2. Objetivos Específicos

- Identificar la base teórica que sustente los aspectos metodológicos para el análisis de un modelo econométrico que permita relacionar el gasto público en educación con el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos.
- Establecer la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables en estudio, por medio de pruebas de raíces unitarias y cointegración para datos de panel, con la finalidad de evitar conclusiones erróneas.
- Determinar el modelo econométrico que permita medir el impacto de las variables relacionadas mediante la estimación del vector cointegración junto el mecanismo de corrección de error.
- Concluir sobre los resultados empíricos obtenidos de la estimación del modelo planteado, realizando una comparación con la teoría literaria referente al problema de interés.

3 | MARCO TEÓRICO

3.1. Crecimiento económico

El crecimiento económico es un tema de gran interés para los economistas, debido a que es el determinante del bienestar futuro de los habitantes de un país. No es difícil darse cuenta de que pequeñas diferencias en la tasa de crecimiento, sostenidas durante largos periodos de tiempo, generan enormes diferencias en niveles de renta per cápita (Sala-i-Martin, 2000). Por ello, es importante entender cuales son las variables que lo determinan para así establecer políticas macroeconómicas que conlleven a una tasa de crecimiento elevada y constante.

El indicador más utilizado para medir el crecimiento económico corresponde al Producto Interno Bruto (PIB), el cual se define como el valor de mercado de todos los bienes y servicios finales producidos dentro de una economía durante cierto periodo (Parkin, Esquivel y Muñoz, 2007). Por lo tanto, el PIB excluye la producción de las empresas en el extranjero. Este se puede calcular a partir de 3 maneras, pero independientemente del método que se utilice, el resultado será el mismo. El primero de ellos corresponde al enfoque del gasto, el cual mide la actividad económica por medio de la suma de todo el gasto en bienes finales durante un periodo, por tanto, “según el agente económico que realiza el gasto y la naturaleza de este” (Rebeco, 2007), matemáticamente el PIB se puede representar como:

$$PIB = C + I + G + XN \quad (3.1)$$

Donde C corresponde al consumo, I la inversión, G el gasto del gobierno y XN las exportaciones netas, en donde este último corresponde a la diferencia entre exportaciones

e importaciones. Un método alternativo para calcular el PIB es mediante el concepto de valor agregado. Según este método el PIB se obtiene al sumar el costo de producción de los bienes y servicios finales o lo que es lo mismo el valor agregado que generan todas las actividades productivas que se realizan en un país (Krugman y Wells, 2006). No obstante, excluyendo el valor de aquellos productos intermedios, ya que el mismo artículo se estaría contando más de una vez, generando el problema de conteo doble.

$$PIB = VBP - CI \quad (3.2)$$

Donde:

- VBP : Valor bruto de la producción
- CI : Compras intermedias

Por último, el tercer método para medir el PIB consiste en sumar todos los ingresos percibidos por los factores productivos utilizados en el proceso de producción, los impuestos indirectos netos de subsidios y los derechos sobre las importaciones (Jiménez, 2001). De acuerdo con esto, el PIB en términos de ecuación es:

$$PIB = (W + D + ENE + TI - SUB) + DM \quad (3.3)$$

$$ENE = UD + UR + RE + IN + TD \quad (3.4)$$

Donde W representa el salario, D la depreciación, TI los impuestos indirectos, SUB los subsidios, DM los derechos sobre las importaciones, ENE el excedente neto de exportaciones, UD la utilidad distribuida, UR la utilidad no distribuida, RE la renta, IN los intereses y TD los impuestos directos a empresas.

En este contexto, es importante destacar que el PIB se puede medir en términos nominales y reales. En el caso del valor nominal, el valor de los bienes y servicios finales producidos se valoran a precio actual. Si el precio de producto i en el periodo t corresponde a p_{it} y la cantidad producida de este mismo producto y periodo corresponde a q_{it} , entonces

el PIB nominal se puede representar como:

$$Y_t = \sum_{i=0}^N p_{it}q_{it} \quad (3.5)$$

Sin embargo, en una economía en donde los precios aumentan rápidamente, el PIB nominal puede aumentar sin que lo haya hecho la producción, por ende, para excluir el efecto de la inflación los economistas prefieren usar el PIB real. Este consiste en valorar los bienes y servicios finales producidos a precios de un año base de referencia. Por lo tanto, si se considera como base el año cero, el PIB real puede ser representado como:

$$Y_t = \sum_{i=0}^N p_{i0}q_{it} \quad (3.6)$$

Si bien el crecimiento económico es un medio importante para el logro del desarrollo humano, no debe ser considerado como el objetivo final (PNUD, 2016). El crecimiento no es suficiente para asegurar el desarrollo y el éxito de los países, “de hecho, se puede dar un crecimiento económico sin un verdadero desarrollo, es decir, sin que el crecimiento suponga una transformación de bienestar de una sociedad” (De la Paloma, Maetzu y Gargallo, 2005). Por lo tanto, para que el crecimiento se vea reflejado en el bienestar social, debe ir acompañado de una correcta distribución de la riqueza.

3.2. Desigualdad económica

La desigualdad económica se refiere a la diferencia que existe en la distribución de los ingresos entre los habitantes de una región, normalmente un país. El nivel de concentración en la distribución del ingreso se puede medir a partir de diversos métodos cuantitativos, pero el más común corresponde al coeficiente de Gini. Este indicador, está basado en la curva de Lorenz que relaciona, “el porcentaje acumulado del ingreso frente al porcentaje acumulado de la familia” (Parkin, Esquivel y Muñoz, 2007). En la literatura, la recta que une el punto (0,0) con (1,1) denominada línea de la igualdad o equidistribución muestra una situación ideal donde los ingresos están equitativamente distribuidos.

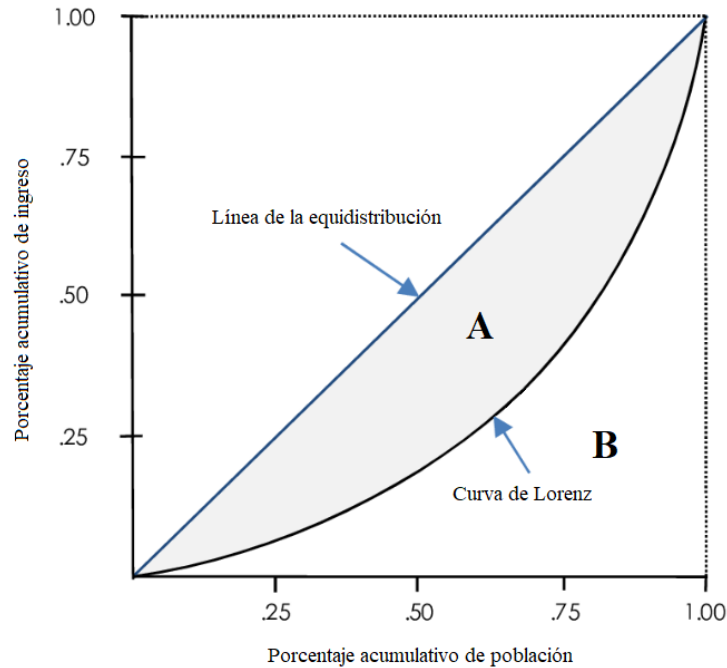


Figura 3.1: Curva de Lorenz

(Fuente: Pearce(1999), Diccionario Akal de economía moderna)

A partir de la [Figura 3.1](#), el coeficiente de Gini se puede interpretar como el área existente entre la curva de Lorenz y la curva de equidistribución. Matemáticamente, se expresa como el cociente entre el área A y la suma de las áreas A y B. Este coeficiente varía entre 0 y 1, donde 0 representa la igualdad total y 1 la perfecta desigualdad. Así, un coeficiente de Gini cercano a cero o mientras más próxima esté la curva de Lorenz a la línea de igualdad, la economía presentará mayor equidad.

Otra forma de medir la inequidad en la distribución de ingresos es a partir del índice de Theil que se basa en el concepto de entropía. Este coeficiente se define como:

$$T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{x_i}{\mu} \right) \ln \left(\frac{x_i}{\mu} \right) \quad (3.7)$$

Donde μ es el ingreso medio, N el número de observaciones y x_i cada una de las observaciones. Este índice oscila entre los valores 0 y $\ln(N)$ y al igual que el coeficiente de Gini, un mayor índice de Theil refleja mayor desigualdad.

Otra forma de medir la inequidad en la distribución de ingresos es a través de las medidas de entropía generalizada (GE). Este índice oscila entre los valores cero e infinito y al igual que el coeficiente de Gini, cero representa una distribución equitativa y los valores más alto reflejan mayor desigualdad.

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha(\alpha - 1)} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right)^\alpha - 1 \quad (3.8)$$

Donde y_i es el ingreso del individuo, \bar{y} el ingreso medio, N el número de observaciones y α el peso de las distancias entre los ingresos en la distribución. Generalmente los parámetros α que se utilizan son -1,0,1 y 2. Entre mayor sea el valor de este parámetro, significa que los valores de los salarios que se ubican en la cola superior tienen un mayor peso estadístico en el cálculo de GE, mientras que los valores más pequeños muestra una función que pondera más alto en la cola inferior de la distribución.

Dentro de la familia de entropía generalizada, las medidas más cocidas son la desviación logarítmica media (con $\alpha=0$) y el índice de Theil (con $\alpha=1$). La formulación de ambas viene dado por:

$$GE(0) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right) \quad (3.9)$$

$$GE(1) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{y_i}{\bar{y}} \ln\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right) \quad (3.10)$$

Las medidas anuales de distribución de ingresos, rara vez están disponibles durante largos periodos de tiempo. Es por esto que, para lograr una cobertura más amplia, el proyecto de desigualdad de la Universidad de Texas (UTIP) propone el índice Estimated Household Income Inequality (EHII). Este índice se produce combinando información del conjunto de datos de la Organización de las Naciones Unidas para el Desarrollo Industrial (UNIDO) con información de otro conjunto de datos denominado Deininger & Squire del Banco Mundial. El valor de este estimador varía de 0 a 100 como el índice de Gini convencional.

En los últimos años, la desigualdad ha sido uno de los temas más estudiados por los

académicos, debido a que la brecha entre ricos y pobres se encuentra en el nivel más alto de la historia. La evidencia empírica muestra que la desigualdad interna de los países ha aumentado en prácticamente todas las regiones del mundo. El informe de la OCDE (2018) revela que el coeficiente de Gini promedio aumentó en un 10 % a causa del mayor nivel de desigualdad que manifiestan 17 de los 22 países miembros (ver [Figura 3.2](#)).

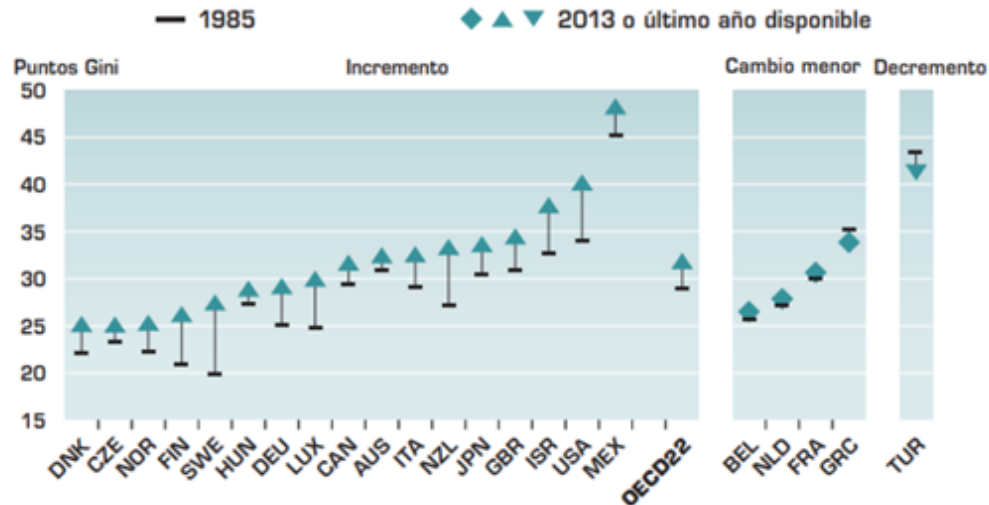


Figura 3.2: Desigualdad de ingresos en los países de la OCDE

(Fuente: OECD(2015), In it Together)

Este aumento en la desigualdad desde mediados de la década de 1980, se observa no solo en aquellas economías con historia de desigualdad relativamente alta como Israel, México y Estados Unidos, sino también en países donde hubo baja desigualdad como Finlandia, Suecia y Dinamarca.

La relación causal entre desigualdad y crecimiento se ha convertido en uno de los principales campos de investigación en economía. No obstante, la vasta literatura no proporciona un consenso unificado. Básicamente, se puede distinguir una relación positiva, negativa y no monotónica.

3.3. Relación entre el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos

A partir de la literatura existente respecto a la relación entre la desigualdad de ingresos y el crecimiento económico se pueden encontrar varias hipótesis. Los resultados se pueden resumir en la Tabla 3.1, donde la primera fila concluye una relación positiva entre las dos variables, opuestamente la segunda fila concluye una relación negativa y la tercera concluye que existe una relación no monótonica en forma de u invertida.

Tabla 3.1: La relación entre desigualdad de ingresos y crecimiento económico

Relación	Autor
Negativa	Murphy et al. (1989), Perotti (1993), Alesina and Rodrik (1994), Persson and Tabellini (1994), Perotti (1996), Alesina and Perotti (1996), Acemoglu (1997), Helpman (2004), Tachibanaki (2005), Sukiassyan (2007), etc.
Positiva	Okun (1975), Bourguignon (1990), Benabou (1996), Li and Zou (1998), Aghion et al. (1998), Forbes (2000), Lazear y Rosen (1981), etc.
U invertida	Kuznets (1955).

La desigualdad puede afectar negativamente el crecimiento económico a través de las siguientes maneras. Primero, en una economía con niveles relativamente altos de desigualdad puede conducir a la inestabilidad política y social, reduciendo así el atractivo de la economía para la inversión lo que conduce a un bajo crecimiento (Alesina y Perotti, 1996). Alternativamente, las imperfecciones del mercado financiero y crediticio son un obstáculo para los necesitados que solicitan préstamos para invertir en capital físico y humano (Banerjee y Nweman, 1991). En este sentido se considera que la desigualdad perpetúa el bajo crecimiento.

Mientras tanto, la relación positiva entre la desigualdad de ingresos y el crecimiento económico se puede explicar de la siguiente manera. Primero, se argumenta que la desigualdad canaliza los recursos hacia los ricos, cuya propensión marginal a ahorrar es mayor que la de los pobres. Debido a lo anterior, aumenta el ahorro agregado de la economía, lo que conlleva a la acumulación de capital físico y por tanto a un mayor crecimiento

económico (Bourguignon, 1981). Un segundo argumento, es que la desigualdad incentiva a las personas o a una sociedad a trabajar más duro, ahorrar e invertir tanto en capital humano como en industrias productivas para mejorar los ingresos, lo cual podría conducir a un aumento del crecimiento económico (Lazear y Rosen, 1981).

Por último, una importante corriente de pensamiento sostiene que la relación entre el crecimiento económico y el grado de desigualdad en la distribución del ingreso esta asociada a la curva con forma de u invertida. El economista estadounidense Simón Kuznets (1955), quien, en base a una economía dual, con un sector agrícola más igualitario de baja productividad y un sector industrial menos igualitario de alta productividad, postula que “la desigualdad económica se incrementaría en las primeras etapas de industrialización, pero que decrecería de forma continuada después de que se llegara a un cierto umbral de desarrollo” (Galbraith, Berner, 2004).

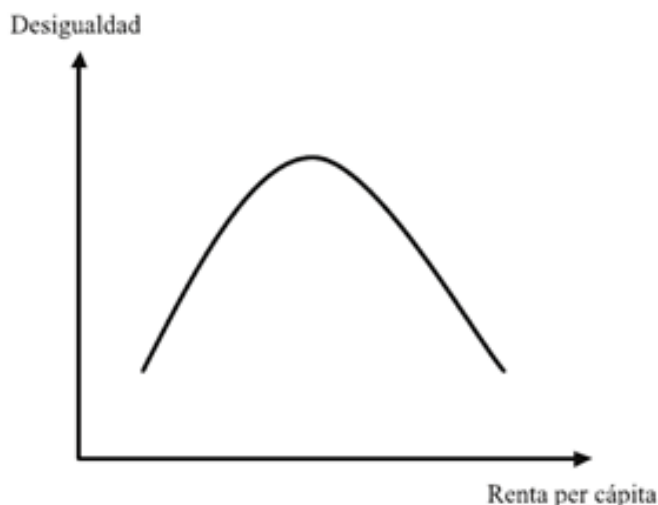


Figura 3.3: Curva de Kuznets

(Fuente: Martín(2008), Diccionario de economía aplicada)

La literatura existente ha investigado ampliamente el papel de varias políticas implementadas por los gobiernos para asegurar que la equidad y el crecimiento económico se refuercen mutuamente. Por lo general, se considera que la educación promueve el crecimiento económico a través de la acumulación de capital humano y disminuye la desigualdad de ingresos al proporcionar el mismo nivel de educación a todos.

3.4. Educación y Crecimiento económico

Existe una amplia variedad de teorías que postulan la relación entre el gasto destinado a educación y el crecimiento económico. Todas estas formulaciones teóricas conciben al capital humano como un factor productivo. Los primeros antecedentes recaen en la conocida “Teoría del capital humano” desarrollada a fines de los años cincuenta y durante la década de los años setenta por Theodore Schultz (1961), Jacob Mincer (1958) y Gary Becker (1964). Así, Schultz (1961) desarrolló la idea de que el gasto en educación constituía no solo un gasto de consumo, sino también una inversión con rendimientos económicos al aumentar la productividad del trabajador. Becker (1964), por su parte, define el capital humano como un conjunto de las capacidades productivas que un individuo adquiere por acumulación de conocimientos generales o específicos. Además, resalta la importancia de la formación para incrementar ingresos en el futuro, mostrando gráficamente (Ver [Figura 3.4](#)) como las personas sin formación tienden a recibir, independientemente de la edad, las retribuciones que se indican en la línea horizontal, es decir, los incrementos a futuro tienden a cero, mientras que las personas con formación recibirán retribuciones menores durante el periodo de aprendizaje, debido a los costos que se pagan durante ese periodo, y como lo muestra la línea T una retribución más alta a edades avanzadas.

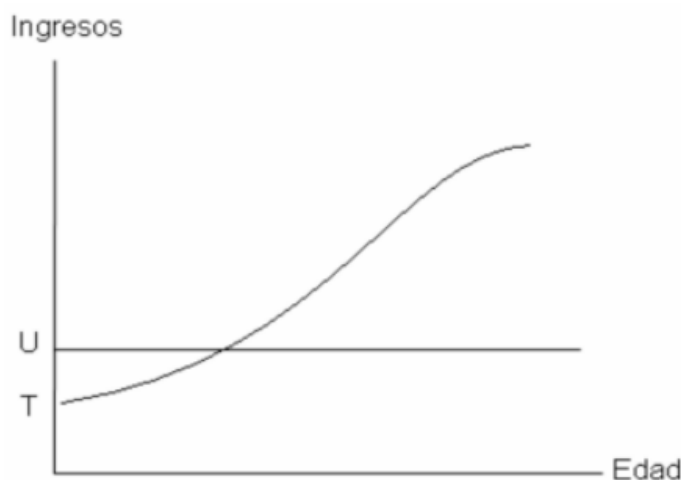


Figura 3.4: Ingresos futuros de acuerdo a la edad y años de educación

(Fuente: Gary Becker (1983), Human Capital)

Mincer (1974) por su lado, fue el responsable de desarrollar el análisis empírico de

la relación entre el capital humano y la distribución personal de ingresos, así como el concepto de tasa de rentabilidad de la educación mediante la ecuación de regresión llamada “función de ingresos” que incluye el logaritmo del ingreso como variable dependiente y la escolaridad y los años de experiencia como variables independientes (Barceinas, 2001).

En la década de 1990, Robert Lucas desarrolló un modelo de crecimiento endógeno que explica aún más el capital humano como uno de los principales factores del crecimiento económico. En este modelo, la acumulación de capital humano se da en dos formas posibles, la educación formal y el aprendizaje en el trabajo (learning by doing).

Diferentes estudios sobre el capital humano y crecimiento económico tuvieron en cuenta el papel de la educación como un elemento importante que incrementaba la productividad de la fuerza de trabajo. En este sentido, un aspecto que distinguiría diferentes países y regiones serían sus niveles de educación. Una mano de obra calificada contribuiría al proceso de acumulación de capital humano. Parece, por tanto, una asunción lógica que la educación incremente la productividad de los individuos y las tasas de crecimiento económico de los países. Sin embargo, los resultados de si un mejor nivel de educación resultante de un mayor gasto en educación promueve el crecimiento económico sigue siendo controvertido. Algunos economistas e investigadores han apoyado la relación bidireccional entre estas dos variables, mientras que también se ha sugerido que es el crecimiento económico lo que estimula a los gobiernos a gastar más en educación, y no al revés.

Mallick, Pradeep y Pradhan (2016), en su estudio de un panel de 14 países asiáticos sugieren que la inversión gubernamental en educación provoca el crecimiento económico a largo plazo. A la vez, el crecimiento tiene un impacto significativo y positivo sobre el gasto en educación, tanto a corto como a largo plazo. Por su parte, Chandra (2010) apoya a la observación de que la causalidad entre el gasto en educación y el crecimiento económico es bidireccional, es decir, la causalidad va del crecimiento económico al gasto en educación y viceversa. Sin embargo, la dirección de la causalidad del gasto en educación al crecimiento económico no tiene efecto inmediato, sino que se puede decir que se espera que la inversión en educación afecte el crecimiento económico de un país después de un período 5 o 6 años. De otro lado, la evidencia encontrada por Danacica y Belascu (2010) para Rumania, sugiere una causalidad unidireccional que va desde el PIB hacia el gasto en educación.

Otra línea investigativa que relaciona los efectos del gasto en las distintas etapas educacionales, como el nivel primario, secundario y terciario sobre el crecimiento económico, también presenta evidencia mixta. Según Petrakis y Stamatakis (2002) los estudios de la educación primaria y secundaria son más importantes para el crecimiento en los países menos desarrollados, mientras que la educación superior es más importante en los países desarrollados. En contraste, Wang, Ying y Shasha Liu (2016) descubrieron un impacto positivo de la educación superior en el crecimiento económico, sin embargo, la educación primaria y la educación secundaria no tienen un impacto significativo en el crecimiento económico. Por otra parte, los estudios realizados por Judson (1996), Barro y Sala-i-Martin (1995) también reconocen el impacto positivo de la educación primaria, pero no encontraron un impacto significativo o correlación entre la educación secundaria, terciaria y el crecimiento económico.

3.5. Educación y Desigualdad de ingresos

Dado que la desigualdad salarial puede ejercer influencias negativas sobre los entornos económicos y políticos, es importante comprender las fuentes que afectan la distribución del ingreso. Al igual que en el crecimiento, una opinión comúnmente expresada es que la educación puede jugar un papel importante en la reducción de la desigualdad. Schultz (1963) cita el aumento del capital humano como una forma de reducir la desigualdad de ingresos y un mayor apoyo a la educación pública podría ser una forma de lograr esto, ya que los individuos con mayores niveles de educación generalmente tienen un salario más alto, por lo que es posible inferir que parte de la brecha salarial es explicada por los diferenciales en educación.

La relación directa entre la educación y la desigualdad de ingresos también ha mostrado resultados contradictorios. Si bien algunos estudios han confirmado un vínculo entre los dos factores, otros estudios sugieren una relación complicada. Clerx y Yang (2002) presentan evidencia empírica sobre cómo se relaciona la educación con la distribución del ingreso en 34 países de la OCDE. Sus hallazgos indican que el gasto público en educación terciaria juega un papel importante en hacer que la distribución del ingreso sea más equitativa. En

el mismo sentido, Sylwester (2002) y Keller (2010) proporcionan evidencia empírica a favor de una relación negativa, lo cual implica que los gastos en educación conducen a una reducción en la desigualdad de ingresos. Otros autores informan que el gasto público en educación contribuye a un aumento de la desigualdad de ingresos. Mientras que Sánchez y Pérez (2018) encuentran que el gasto en educación en 28 estados miembros de la Unión Europea no está relacionado significativamente con la desigualdad de ingresos.

3.6. Teoría del crecimiento económico

Las teorías del crecimiento económico son diseñadas para estudiar la interacción de los factores que contribuyen con el crecimiento, además de responder sobre las causas del por qué algunas economías crecen más rápido que otras.

A finales del siglo XVIII y principios del XIX, Adam Smith, Thomas Robert Malthus y David Ricardo, son los principales economistas que proponen la denominada “Teoría clásica”, la cual se basa en la idea de que el libre mercado es la forma natural del funcionamiento de la economía por lo que requiere poca o ninguna intervención del estado. Posteriormente la teoría clásica pasa a segundo plano debido al trabajo desarrollado por Solow (1956), el cual da origen a la teoría neoclásica caracterizada por una función de producción con rendimientos constantes a escala en donde el principal factor de crecimiento corresponde a una variable exógena denominada tecnología. Finalmente, Paul Romer (1986) desarrolla la nueva teoría del crecimiento, la cual supone la endogeneización del cambio tecnológico, dado que los agentes económicos están dispuestos a dedicar parte de sus recursos a gastos en I+D o formación.

A continuación, se procede a analizar con mayor profundidad, el modelo neoclásico o más bien conocido como el modelo de Solow y Swen (1956), ya que se destaca como base fundamental para cualquier modelo de crecimiento.

3.6.1. Modelo de Solow

El modelo neoclásico de crecimiento económico desarrollado por Robert Solow (1956) es el punto de partida de los modelos de crecimiento económico, por tanto una parte

fundamental de la teoría económica. Este modelo, se basa en la producción de un bien homogéneo en un ambiente de competencia perfecta, por medio de dos factores; capital y trabajo, sin embargo, para explicar el crecimiento económico a largo plazo incluye el factor externo productividad (tecnología). Lo cual se puede representar como:

$$Y = AF(K, L) \quad (3.11)$$

Donde:

Y: Producción agregada

K: Stock de capital de bienes durables

L: Cantidad de trabajadores activos

A: Tecnología

El modelo de Solow supone que la función producción presenta rendimientos constantes a escala, es decir, homogénea de grado uno. Por ende, si se duplica los valores de cada factor, se obtendrá el doble de producción, como se observa matemáticamente en la siguiente ecuación:

$$F(\lambda K, \lambda L) = \lambda F(K, L) \quad \forall \lambda \geq 0 \quad (3.12)$$

El supuesto de rendimientos constantes a escala permite analizar todos los factores de una economía en relación con el tamaño de la población activa, es decir la función producción se puede expresar en términos per cápita como:

$$\frac{Y}{L} = F\left(\frac{K}{L}, 1\right) \quad (3.13)$$

$$y = f(k) \quad (3.14)$$

La pendiente de esta función producción corresponde al producto marginal de capital (PMK) e indica el incremento de la producción por trabajador al agregar una unidad extra de capital por trabajador, es decir:

$$PMK = f(k + 1) - f(k) \quad (3.15)$$

Esta pendiente es positiva pero decreciente en el factor capital, por lo que el incremento de la producción al agregar la una unidad extra de capital será cada vez menor (Ver [Figura 3.5](#)).

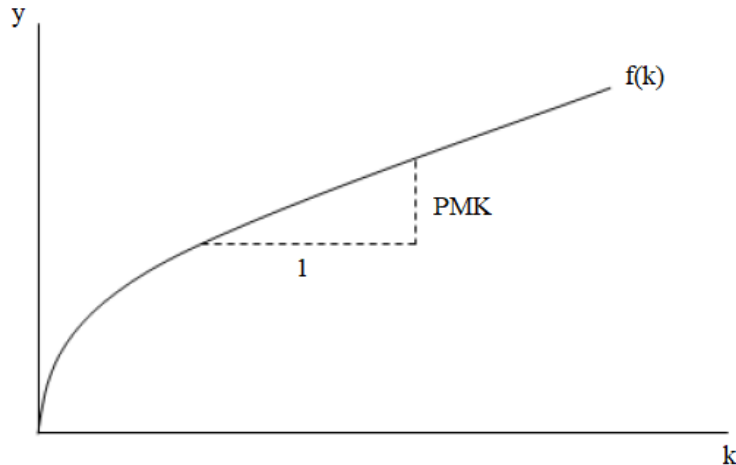


Figura 3.5: Producto marginal de capital

(Fuente: Morettini (2009), El modelo de crecimiento de Solow)

Matemáticamente esto significa que:

$$f(0) = 0 \quad (3.16)$$

$$PMK = \frac{dy}{dk} = f'(k) > 0 \quad (3.17)$$

$$\frac{dPMK}{dk} = \frac{d^2y}{dk^2} = f''(k) < 0 \quad (3.18)$$

Por otro lado, el modelo Solow supone una economía cerrada donde la demanda de bienes procede del consumo y la inversión. En este caso, si el consumo por trabajador es, c , y la inversión por trabajador, i , la producción per cápita de los bienes (y) se puede expresar como:

$$y = c + i \quad (3.19)$$

Además, considera que el consumo de la gente equivale a una fracción constante de sus ingresos denominada $(1-s)$ y que el ahorro en consecuencia corresponde a la fracción (s) .

Por lo tanto, el consumo por trabajador se puede expresar como:

$$c = (1 - s)y \quad 0 < s < 1 \quad (3.20)$$

Al reemplazar esta ecuación en la producción de bienes per cápita (3,19) se obtiene lo siguiente:

$$y = sy = sf(k) \quad (3.21)$$

Donde se puede demostrar que la inversión es igual al ahorro.

También, este modelo supone que la tasa de depreciación equivale a δ , por lo que la depreciación se puede expresar como δk . Por lo tanto, la variación del stock de capital en base a la inversión de capital y la depreciación debido a la disminución de este por causa del desgaste de las maquinas con el paso del tiempo, se puede expresar como:

$$\Delta k = i - \delta k = sf(k) - \delta k \quad (3.22)$$

Obviamente, ambas variables se incrementan a medida que lo hace el stock de capital, pero siendo que la inversión presenta un comportamiento creciente a tasa decreciente y la depreciación creciente linealmente, hay un único stock de capital con el que la cantidad de inversión es igual a la depreciación (Ver [Figura 3.6](#)).

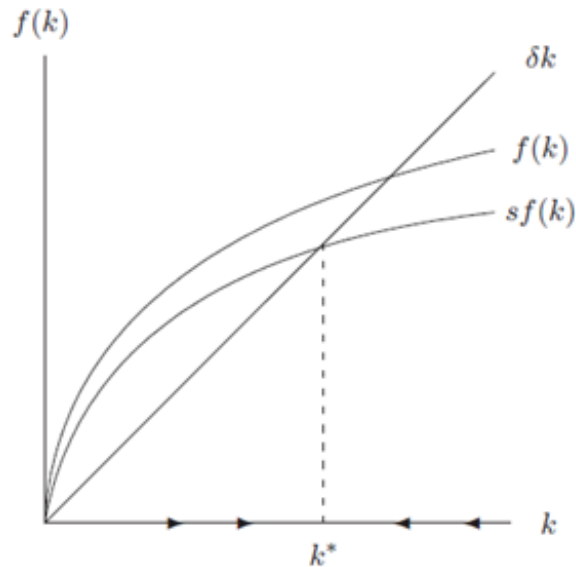


Figura 3.6: Estado estacionario

(Fuente: Morettini(2009), El modelo de crecimiento de Solow)

Desde este punto de vista, la acumulación de capital si genera un crecimiento económico debido al aumento del capital por trabajador, pero solo en el corto plazo, ya que se detiene cuando la inversión iguala a la depreciación y por consecuencia converge a un estado estacionario. No obstante, el stock de capital puede aumentar en estado estacionario ante un incremento en la tasa de ahorro. En este caso, si los individuos deciden ahorrar una fracción mayor de sus ingresos, la curva de ahorro se desplazará hacia arriba provocando un crecimiento económico a corto y mediano plazo hasta llegar al nuevo equilibrio (Ver [Figura 3.7](#)).

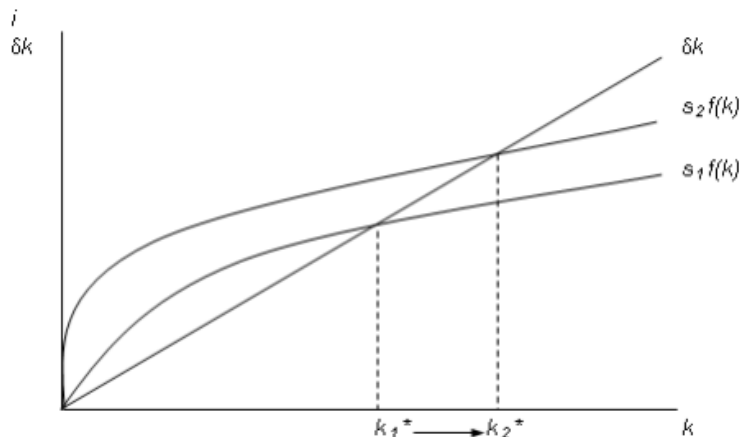


Figura 3.7: Aumento de la tasa de ahorro

(Fuente: Morettini(2009), El modelo de crecimiento de Solow)

Por esta razón, la tasa de ahorro es un determinante clave en el stock de capital existente en el estado estacionario. Si es elevada, la economía tiene un gran stock de capital y un elevado nivel de producción. Si es baja, la economía tiene un pequeño stock de capital y un bajo nivel de producción (Mankiw, 2006). De esta manera, el aumento en la tasa de ahorro generará un crecimiento económico mientras converja al nuevo equilibrio.

Por otro lado, el aumento permanente de la tasa de depreciación provocará una disminución en la producción con el paso del tiempo hasta alcanzar un nuevo estado estacionario más bajo (Ver [Figura 3.8](#)).

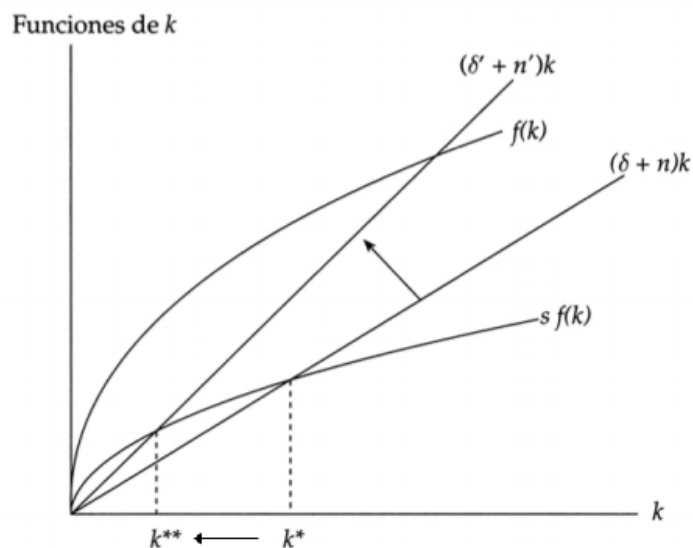


Figura 3.8: Aumento de la tasa de depreciación

(Fuente:Morettini(2009), El modelo de crecimiento de Solow)

Con todo ello, el modelo elaborado por Solow plantea que la tasa de ahorro o inversión pueden elevar su posición del estado estacionario y, por tanto, aumentar el crecimiento por unos años. Además, los países que se encuentren más por debajo de su estado estacionario más deprisa crecerán. Sin embargo, en el largo plazo todos los países eventualmente convergen a un mismo nivel de estado estacionario. Por lo tanto, para explicar el crecimiento a largo plazo la teoría neoclásica introduce el progreso tecnológico como un factor externo al modelo.

Generalmente la función de tipo Cobb-Douglas se considera como un ejemplo específico de una función de producción neoclásica, ya que es homogénea de grado uno, con rendimientos constantes a escala para cada factor, positivos y decrecientes, la cual puede ser escrita de la siguiente manera:

$$F(K, L) = K^{1-\alpha} L^{\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (3.23)$$

Por ende, la función del capital por trabajador se define como:

$$f(k) = k^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (3.24)$$

3.6.2. Modelo aumentado de Solow

Sin duda, el modelo neoclásico es un instrumento muy útil para entender el crecimiento económico, pero puede ser adaptado para analizar otros temas importantes. En este sentido, Mankiw, Romer y Weil (1992) proponen una versión extendida del modelo de Solow a fin de considerar el capital humano como un factor adicional a la producción.

Los autores consideran el concepto de capital humano como las capacidades, competencias y conocimientos de los trabajadores individuales. De tal manera, que el proceso de adquisición del conocimiento se puede hacer por medio de la educación formal de la persona o a través de un proceso de aprendizaje en el mismo lugar del trabajo.

Este modelo de crecimiento aumentado considera una economía cerrada que tiene un solo sector de producción. Y para incorporar el capital humano parten de considerar una función de producción agregada de Cobb-Douglas que exhibe rendimientos constantes a escala en los factores. Sin embargo, el capital humano se puede formalizar de dos maneras.

La primera forma incluye el capital humano (H) como un factor productivo adicional, además del trabajo (L) y el capital físico (F), tradicionalmente incorporados en los modelos neoclásicos (Ver Ecuación 3.25).

$$Y = AF(K, L, H) = AK^\alpha L^\beta (K)^{1-\alpha-\beta} \quad (3.25)$$

La segunda forma solo considera dos factores de producción: el capital físico y el capital humano. En este caso, se realiza un cambio en el parámetro tecnológico ya que incorpora el nivel y calidad educacional. Por lo tanto, la diferencia básica de especificar de esta forma el capital humano con la anterior es cómo se acumula, puesto que la gente debe estudiar para tener más conocimiento (De Gregorio, 2007).

$$Y = AF(H, K) = AH^\alpha (K)^{1-\alpha} \quad (3.26)$$

$$H = e^{\phi u} L \quad (3.27)$$

Donde u es el nivel de educación de la fuerza de trabajo (L) y ϕ representa la calidad de la educación.

4 | METODOLOGÍA

4.1. Datos de panel

En econometría se trabaja habitualmente con tres tipos de datos; corte transversal, series de tiempo y datos de panel. Los datos de corte transversal consisten en una muestra de individuos, empresas, países u otras unidades, recopiladas en el mismo punto del tiempo. Una serie de tiempo es un conjunto de observaciones de una o más variables durante un periodo de tiempo. En cambio, los datos de panel son aquellos que combinan ambas estructuras de datos.

Generalmente, un conjunto de datos de panel está formado por $i = 1, 2, \dots, N$ observaciones de corte transversal y $t = 1, 2, \dots, T$ observaciones temporales, donde i y t hacen referencia a los individuos y al periodo de tiempo, respectivamente. Así pues, la dimensión total de la muestra viene dado por $N \times T$. Además, según el número de observaciones de corte transversal y temporal se pueden distinguir dos casos generales. Los micro paneles son aquellos en el cual la dimensión transversal es mayor que la temporal ($N > T$), mientras que los paneles macro son aquellos en que la dimensión temporal es mayor que la transversal ($T > N$).

En este trabajo, se considera un conjunto de datos de panel que abarca 23 países que actualmente forman parte de la OCDE (Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico), con información anual para el periodo 1960–2017. Por lo tanto, el macro panel dispone de un total de $23 \times 59 = 1311$ observaciones.

4.2. Regresiones espurias

Se dice que una serie temporal es estacionaria si su media y varianza son constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre dos periodos depende sólo de la distancia o rezago entre estos dos periodos, y no del tiempo en el cual se calculó la covarianza (Gujarati, 2010). La estacionariedad es un postulado esencial en estadística ya que permite garantizar estimadores insesgados y consistente. De lo contrario, cuando no se cumple este supuesto, la no estacionariedad de las series puede generar regresiones espurias.

Granger y Newbold (1987) demostraron mediante simulaciones de Monte Carlo que la regresión basada en series no estacionarias o integradas conduce al problema de regresiones espurias. Estas simulaciones, consideran dos caminatas aleatorias independientes entre sí:

$$y_t = y_{t-1} + u_t \quad u_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (4.1)$$

$$x_t = x_{t-1} + v_t \quad v_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (4.2)$$

Donde u_{it} y v_{it} son los términos de error independientes que se distribuyen normalmente con media cero y varianza uno. La regresión simple está dada por:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + v_t \quad (4.3)$$

Debido a que las series no estacionarias son independientes, se espera que en la estimación de la ecuación (4,3) la bondad de ajuste (R^2) y β_1 fueran cercanos a cero. Sin embargo, este no es el caso. Esta relación sin sentido, resultante de estimar una regresión usando variables integradas normalmente se caracteriza por una elevada bondad de ajuste (R^2 cercano a 1) y un bajo valor del estadístico Durbin y Watson (cercano a cero).

Autores como Entorf (1997), Kao (1999) y Phillips y Moon (1999,2000) extendieron el concepto de relaciones espurias cuando se emplean datos de panel con $T > N$, donde T es el número de observaciones de las series por país y N es el número de países. En consecuencia, es posible que las series del modelo en el presente estudio no cumplan las características de una serie estacionaria, sino que se comporten como caminatas aleatorias,

es decir, series de tiempo con raíz unitaria.

La literatura empírica reporta que la estimación de regresiones con variables no estacionarias es espuria salvo de que estas estén cointegradas (Montero, 2013). Por este motivo, se probará la existencia de una relación de cointegración por medio de la metodología propuesta por Engler y Granger (1987), la cual, se centra en un procedimiento secuencial de tres pasos. En primer lugar, se aplicarán pruebas de raíces unitarias para determinar la no estacionariedad de las series en nivel y su estacionariedad en primeras diferencias. En segundo lugar, se aplicarán pruebas de cointegración para examinar la relación existente entre las variables del panel, para después estimar los coeficientes de largo plazo. Finalmente, se aplicará una prueba de causalidad con el fin de evaluar la dirección de la causalidad.

La [Figura 3.6](#) muestra la secuencia de tareas a realizar para encontrar la causalidad entre las variables.

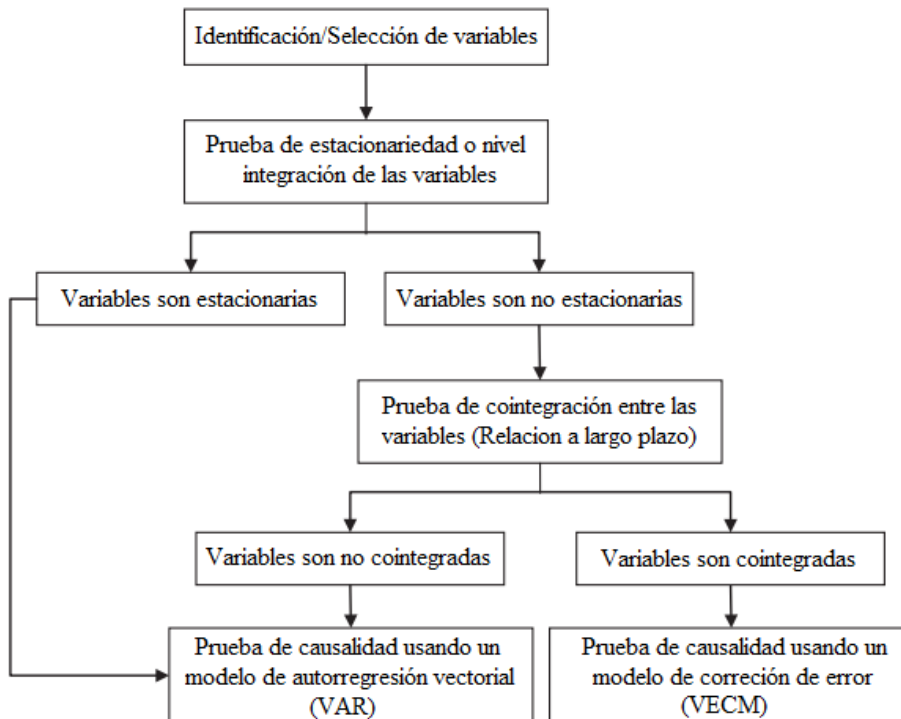


Figura 4.1: Secuencia de tareas para encontrar la causalidad de Granger

(Fuente: Elaboración Propia)

4.3. Prueba de raíz unitaria para panel

Siguiendo con el procedimiento que plantea la metodología de Engle y Granger (1987) para determinar si existe una relación de cointegración, es decir, una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables del modelo, se necesita determinar el orden de integración de las variables empleadas en el análisis.

El orden de integración de las series se refiere al número de veces que se debe diferenciar una serie temporal para convertirla en una serie estacionaria. Se dice que una serie de tiempo esta integrada de orden d o $I(d)$ si después de la diferencia de d veces se convierte en estacionaria. Un caso particular de las series no estacionarias son las series integradas de orden uno, lo que se denota como $I(1)$.

La metodología desarrollada para contrastar la estacionariedad se realiza a través de la prueba de raíz unitaria. Esta permite determinar el orden de integración de las series de tiempo bajo el supuesto de un polinomio autorregresivo de primer orden, el cual se especifica en el siguiente modelo:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + X_{it-1} \delta_i + \epsilon_{it} \quad (4.4)$$

donde $i=1,2,\dots,N$ son las unidades de sección transversal en los periodos $t=1,2,\dots,T$. $X_{i,t}$ representa las variables exógenas del modelo, $\epsilon_{i,t}$ representa el termino de error y ρ_i es el coeficiente autorregresivo.

Las pruebas de raíz unitaria en panel suelen hacer la división entre las pruebas de primera categoría, que asumen independencia de los errores de corte transversal y las pruebas de segunda generación, que suponen dependencia transversal. Dentro de las pruebas de primera generación, también se puede realizar la separación entre aquellas que suponen coeficientes homogéneos para todas las unidades de sección cruzada ($\rho_i = \rho, \forall i$) y las que permiten heterogeneidad entre los individuos de los datos de panel (Ver Tabla 4.1).

Tabla 4.1: Pruebas de raíz unitaria en panel

Primera generación	Independencia transversal
Homogeneidad de coeficientes	Levin y Lin (1992,1993), Levin, Lin y Chu (2002) y Im, Pesaran y Shin (1997,2003)
Heterogeneidad de coeficientes	Maddala y Wu (1999), Choi (1999,2001) y Hadri (2000)
Segunda generación	Dependencia transversal
Estructura funcional	Pesaran (2003), Moon y Perron (2004), Bai y Ng (2002,2004) y Choi (2002)
Otros enfoques	O'Connell (1998) y Chang (2002, 2004)

En el presente estudio, se probará la no estacionalidad de las series en niveles y su estacionariedad en primeras diferencias, es decir que son series integradas de orden 1, por medio de las pruebas para datos de panel conocidas como de primera generación. Específicamente, las pruebas desarrolladas por Levin, Lin y Chu (2002) para la alternativa de homogeneidad, y Maddala y Wu (Fisher tipo ADF y PP) para la alternativa de heterogeneidad.

A continuación, se describen las herramientas econométricas empleadas para llevar a cabo los análisis de raíz unitaria.

4.3.1. Prueba de Levin, Lin y Chu (2002)

El contraste de raíz unitaria desarrollada por Levin, Lin y Chu (2002) considera una raíz unitaria común para todas las secciones transversales por lo que $\rho_i = \rho$ ($\forall i$). Su enfoque se basa en la prueba de raíz unitaria Dickey -Fuller aumentado (ADF) pero aplicado a un panel de datos. Por lo tanto, los autores consideran la siguiente especificación:

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \beta_{it} \Delta y_{it-j} + X'_{it} \delta + \epsilon_{it} \quad (4.5)$$

Donde $i=1,2,\dots,N$ representa las secciones transversales, $t= 1,2,\dots,T$ el periodo de tiempo, ϵ_{it} es el término error y $\alpha = \rho - 1$ es el coeficiente común de las series, por lo que

implica homogeneidad en el coeficiente autorregresivo. La hipótesis nula ($H_0: \alpha=0$) implica que hay raíz unitaria, mientras que la hipótesis alternativa ($H_1: \alpha<0$) denota la ausencia de raíz unitaria o estacionariedad. En este caso, el contraste de la hipótesis nula se realiza a través de un estadístico t modificado que se distribuye asintóticamente como una normal estándar, es decir:

$$t_{\alpha}^* = \frac{t_{\alpha} - (N\tilde{T})S_n\hat{\sigma}^{-2}se(\hat{\alpha})\mu_{mT}^*}{\sigma_{mT}^*} \rightarrow N(0, 1) \quad (4.6)$$

Donde t_{α} es el estadístico t estándar para $\hat{\alpha}=0$, S_n es la razón de desviación estándar promedio, $\hat{\sigma}^2$ es la varianza estimada del término error, $se(\hat{\alpha})$ es el error estándar de $\hat{\alpha}$, μ_{mT}^* y σ_{mT}^* son términos de ajuste para la media y la desviación estándar, mientras que:

$$\tilde{T} = T - \left(\sum_{i=1}^N \frac{\rho_i}{N} \right) - 1 \quad (4.7)$$

4.3.2. Prueba de Maddala y Wu (1999)

Maddala y Wu (1999) proponen pruebas del tipo Fisher basadas en Dickey-Fullert aumentado (ADF) y Phillips-Perron (PP). Estas pruebas combinan los valores p del estadístico de la prueba de raíz unitaria individual en cada una de las secciones transversales. El estadístico de prueba está dado por:

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln(\pi_i) \rightarrow \chi_{2N}^2 \quad (4.8)$$

Donde N es el número de secciones transversales y π_i es el valor p para cada prueba individual de ADF o PP en la sección transversal i. Además, el estadístico de prueba se distribuye asintóticamente ($T_i \rightarrow \infty$) como chi-cuadrado con 2N grados de libertad. En este caso la hipótesis nula y alternaiva son:

$$H_0 : \alpha_i = 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, N \quad (4.9)$$

$$H_1 : \begin{cases} \alpha_i = 0 & \forall i = 1, 2, \dots, N \\ \alpha_i < 0 & \forall i = N + 1, N + 2, \dots, N \end{cases} \quad (4.10)$$

4.4. Prueba de cointegración para panel

Como se indicó anteriormente, al realizar inferencia estadística con variables que presentan tendencia estocástica (raíz unitaria) o cualquier otro orden de integración, existe la posibilidad de obtener resultados que no reflejen la realidad de las observaciones. Sin embargo, Engle y Granger (1987) demostraron que las regresiones entre variables I(1) pueden producir resultados estadísticamente significativos y coherentes si presentan una relación de cointegración.

La cointegración es una técnica econométrica que denota la existencia o no de una relación a largo plazo entre las variables consideradas. Esta relación de equilibrio significa que las series de tiempo comparten una tendencia en común a lo largo del periodo seleccionado, aun cuando contengan un comportamiento tendencial estocástico y por ende no estacionario. Técnicamente, se dice que dos o más variables integradas de orden uno presenta cointegración, si la combinación lineal entre ellas es estacionaria, es decir I(0) (Wooldridge,2006).

En este caso, se testea la existencia de cointegración por medio de las pruebas desarrolladas por Pedroni (1999, 2004) y Kao (1999) que están basadas en el análisis de los residuos estimados.

A continuación, se describen las pruebas de cointegración para panel que se aplicarán en el presente estudio.

4.4.1. Prueba de Pedroni (1999,2004)

Pedroni (1999, 2004) propone varias estadísticas de cointegración basadas en la regresión de los residuos. Estas pruebas permiten la heterogeneidad entre los miembros individuales del panel, tanto en los vectores de cointegración como en la dinámica. En otras palabras, permiten intercepciones y pendientes variables. Asumiendo $i=1,2,\dots,N$ secciones

transversales, $t=1,2,\dots,T$ periodos de tiempo y $m=1,2,\dots,M$ variables explicativas, la prueba de cointegración sigue la siguiente ecuación:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{mi} x_{mit} + e_{it} \quad (4.11)$$

Donde α_i es el efecto específico de cada sección transversal, δ_i es la tendencia temporal determinística y e_{it} denota los residuos estimados. Para este análisis, se puede suponer que las constantes y tendencias individuales son cero; $\alpha_i = 0$ y $\delta_i = 0$, lo cual es equivalente a realizar las pruebas de cointegración sin constante y sin tendencia. Además, la estructura de los residuos estimados es la siguiente:

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \quad (4.12)$$

Pedroni (1999, 2004) desarrolló siete estadísticas de cointegración de paneles, las cuales se pueden dividir en dos grupos: estadísticas de panel (dimensión dentro) y estadística de grupo (dimensión entre). El primer grupo incluye cuatro pruebas basadas en los promedios de las estadísticas de cointegración entre las secciones individuales. Y las otras tres restantes, se basan en promediar los coeficientes de la variable dependiente rezagada para cada sección individual del panel (Asteriou y Hall, 2011).

En el caso de la estadística de panel, la hipótesis nula y alternativa es la siguiente:

$$H_0 : \rho_i = 1 \quad \forall i = 1, 2, \dots, N \quad (4.13)$$

$$H_1 : \rho_i < 1 \quad \forall i = 1, 2, \dots, N \quad (4.14)$$

Mientras que en el caso de la estadística de grupo las hipótesis son:

$$H_0 : \rho_i = 1 \quad \forall i = 1, 2, \dots, N \quad (4.15)$$

$$H_1 : \rho_i = \rho < 1 \quad \forall i = 1, 2, \dots, N \quad (4.16)$$

Las siete estadísticas de cointegración se calculan de la siguiente manera:

Panel v -statistic:

$$Z_v = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\epsilon}_{it-1}^2 \right)^{-1} \quad (4.17)$$

Panel ρ – statistic:

$$Z_\rho = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\epsilon}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{\epsilon}_{it-1} \Delta \hat{\epsilon}_{it} \hat{\lambda}_i) \quad (4.18)$$

Panel PP-statistic:

$$Z_t = (\hat{\sigma}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\epsilon}_{it-1}^2)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{\epsilon}_{it-1} \Delta \hat{\epsilon}_{it} \hat{\lambda}_i) \quad (4.19)$$

Panel ADF-statistic:

$$Z_t^* = (\hat{\sigma}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\epsilon}_{it-1}^2)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\epsilon}_{it-1}^* \Delta \hat{\epsilon}_{it}^* \quad (4.20)$$

Group ρ – statistic:

$$\tilde{Z}_\rho = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{\epsilon}_{it-1} \Delta \hat{\epsilon}_{it} \hat{\lambda}_i) \quad (4.21)$$

Group PP-statistic:

$$\tilde{Z}_t = \left(\hat{\sigma}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_{it-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{\epsilon}_{it-1} \Delta \hat{\epsilon}_{it} \hat{\lambda}_i) \quad (4.22)$$

Group ADF-statistic:

$$\tilde{Z}_t^* = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\sigma}_i^{*2} \hat{\epsilon}_{it-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{\epsilon}_{it-1} \Delta \hat{\epsilon}_{it}) \quad (4.23)$$

4.4.2. Prueba de Kao (1999)

La prueba desarrollada por Kao (1999) sigue el mismo enfoque de las pruebas de Pedroni (1999, 2004), pero considera intersecciones individuales y coeficientes de regresión homogéneos. La ecuación de regresión viene dada por:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + e_{it} \quad (4.24)$$

Con:

$$y_{it} = y_{it-1} + u_{it} \quad (4.25)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (4.26)$$

Donde $i=1,2,\dots,N$, $t=1,2,\dots,T$, α_i es la constante individual, β parámetro de regresión y e_{it} es el término de error. Se asume que y_{it} y x_{it} son no estacionarios y de orden de integración $I(1)$. Los residuos de la ecuación (4,24) se calculan a partir de la siguiente regresión:

$$e_{it} = \tilde{\rho} e_{it} + \sum_{j=1}^{\rho} \psi_j \Delta e_{it-j} + v_{it} \quad (4.27)$$

La hipótesis nula de no cointegración es $\rho=1$, mientras que la hipótesis alternativa de cointegración es $\rho<1$. La estadística de prueba se formula como:

$$ADF = \frac{t_{\tilde{\rho}} + \sqrt{6N} \hat{\sigma}_v / 2 \hat{\sigma}_{0v}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{0v}^2 / 2 \hat{\sigma}_{0v}^2 + 3 \hat{\sigma}_{0v}^2 / 10 \hat{\sigma}_{0v}^2}} \quad (4.28)$$

4.5. Estimación del vector de cointegración

Aunque las metodologías de Pedroni (1999,2004) y Kao (1999), permiten probar la presencia de cointegración, no pueden proporcionar una estimación de la relación a largo plazo. En este sentido, la literatura econométrica sobre los paneles cointegrados propone estimar los coeficientes de la regresión mediante la técnica de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS) y mínimos cuadrados ordinarios totalmente modificados (FMOLS).

Puesto que, el uso del método OLS (mínimos cuadrados ordinarios), puede conducir a estimaciones sesgadas debido a problemas de correlación serial en los términos de error y la endogeneidad en los regresores.

A continuación, se describen los métodos empleados para estimar el vector de cointegración del panel en estudio.

4.5.1. Mínimos cuadrados ordinarios

El método de estimación por mínimos cuadrados ordinarios (OLS, por sus siglas en inglés) es uno de los procedimientos econométricos más utilizados para la estimación de los parámetros en una ecuación lineal de regresión. Esta técnica consiste en hacer mínima la suma de los cuadrados de las distancias verticales entre los valores de los datos y los de la regresión estimada, es decir, minimizar la suma de los residuales al cuadrado (Pearce, 1999).

El estimador OLS se basa en el siguiente modelo de regresión de panel:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + u_{it} \quad (4.29)$$

Donde $i=1,2,\dots,N$ y $t=1,2,\dots,N$ representan a los subíndices de sección transversal y de tiempo respectivamente. α_i es el efecto fijo individual, u_{it} son los residuos estacionarios y x_{it} es un vector de regresores, cada uno integrado de orden I(1), de modo que:

$$x_{it} = x_{it-1} + v_{it} \quad (4.30)$$

El estimador OLS viene dado por:

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \right) \right) \quad (4.31)$$

Donde:

$$\bar{x}_i = \frac{\sum_{t=1}^T x_{it}}{T} \quad (4.32)$$

$$\bar{y}_i = \frac{\sum_{t=1}^T y_{it}}{T} \quad (4.33)$$

4.5.2. Mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados

El método de estimación del vector de cointegración en paneles no estacionaros de Phillips y Moon (1999) y Pedroni (2000), está basado en el estimador propuesto originalmente por Phillips y Hasen (1990), denominado mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados (FMOLS, por sus siglas en inglés). Este estimador emplea una corrección no paramétrica para eliminar el problema de endogeneidad de los parámetros y la correlación serial de los errores en la ecuación cointegradora de largo plazo. Para ello, usa estimadores Kernel de los parámetros que afectan la distribución asintótica de los estimadores obtenidos por OLS.

El estimador FMOLS agrupado se expresa a través de la siguiente ecuación:

$$\hat{\beta}_{FMOLS} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) \hat{y}_{it}^+ - T \hat{\Delta}_{EM}^+ \right) \quad (4.34)$$

Donde \hat{y}_{it}^+ es el término de corrección de endogeneidad y $\hat{\Delta}_{EM}^+$ es el termino de correlación serial.

$$\hat{y}_{it}^+ = y_{it} - \hat{\Omega}_{EM} \hat{\Omega}_E^{-1} \Delta x_{it} \quad (4.35)$$

$$\hat{\Delta}_{EM}^+ = \hat{\Delta}_{EM} - \hat{\Delta}_E \hat{\Omega}_E^{-1} \hat{\Omega}_{EM} \quad (4.36)$$

4.5.3. Mínimos cuadrados ordinarios dinámicos

El estimador de mínimos cuadrados dinámicos (DOLS, por sus siglas en inglés) propuesto por Kao y Chiang (1998,2000), está inspirado en el trabajo de Saikkonen (1991) y Stock y Watson (1993). Este estimador aplica una corrección paramétrica de los errores para controlar los problemas asociados a la correlación serial y endogeneidad del estimador

OLS. La corrección se realiza mediante la inclusión de adelantos y retrasos de las variables explicativas en primeras diferencias. De esta manera, el estimador DOLS se obtiene a partir de la siguiente ecuación:

$$y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \sum_{j=-q_1}^{j=q_2} \Delta X_{it+j}\delta_j + v_{it} \quad (4.37)$$

Donde δ_j es el coeficiente de adelanto o retraso de las primeras diferencias de las variables explicativas, q_2 es la longitud máxima del adelanto, q_1 es la longitud máxima del retraso y v_{it} es el término de error. El estimador DOLS agrupado viene dado por:

$$\hat{\beta}_{DOLS} = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T W_{it} W'_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T W_{it} \hat{y}_{it}^+ \right) \quad (4.38)$$

Donde $W'_{it} = (X'_{it}, Z'_{it})$ y $Z_{it} = [X_{it} - \bar{X}_i, \Delta X_{it-q}, \dots, \Delta X_{it+q}]$

4.6. Causalidad

Así como la cointegración entre las variables integradas de orden uno que conforman el panel, excluye la posibilidad de obtener resultados espurios y comprueba la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo. Según Engle y Granger (1987), la cointegración también es suficiente para que haya causalidad, pero no indica la direccionalidad de dicha relación.

El teorema de representación de Granger analiza la direccionalidad a partir de la estimación de un modelo de corrección de errores de vectores (VECM), el cual es un caso especial del modelo autorregresivo de vectores (VAR) para variables integradas del mismo orden y cointegradas. La estimación de VECM basado en panel sugiere un procedimiento de dos pasos para examinar las relaciones dinámicas a corto y largo plazo entre las variables de interés. El primer paso, consiste en obtener el valor residual que se desprende de la estimación del modelo a largo plazo. Este término de error se interpreta como el desequilibrio o las distorsiones que se presenta entre las series en cada periodo de tiempo. El segundo paso, consiste en estimar el modelo de causalidad de Granger del panel

con corrección dinámica de errores de la siguiente manera:

$$\begin{pmatrix} \Delta \ln Y_{it} \\ \Delta \ln FBC_{it} \\ \Delta \ln GES_{it} \\ \Delta \ln GET_{it} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C_{1i} \\ C_{2i} \\ C_{3i} \\ C_{4i} \end{pmatrix} + \sum_{k=1}^p \begin{pmatrix} \beta_{11k} & \beta_{12k} & \beta_{13k} & \beta_{14k} \\ \beta_{21k} & \beta_{22k} & \beta_{23k} & \beta_{24k} \\ \beta_{31k} & \beta_{32k} & \beta_{33k} & \beta_{34k} \\ \beta_{41k} & \beta_{42k} & \beta_{43k} & \beta_{44k} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln Y_{it-k} \\ \Delta \ln FBC_{it-k} \\ \Delta \ln GES_{it-k} \\ \Delta \ln GET_{it-k} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \lambda_3 \\ \lambda_4 \end{pmatrix} ECT_{it-1} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1it} \\ \varepsilon_{2it} \\ \varepsilon_{3it} \\ \varepsilon_{4it} \end{pmatrix} \quad (4.39)$$

Es decir,

$$\Delta \ln Y_{it} = C_{1i} + \sum_{k=1}^p \beta_{11k} \Delta \ln Y_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{12k} \Delta \ln FBC_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{13k} \Delta \ln GES_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{14k} \Delta \ln GET_{it-k} + \lambda_1 ECT_{it-1} + \varepsilon_{1it} \quad (4.40)$$

$$\Delta \ln FBC_{it} = C_{2i} + \sum_{k=1}^p \beta_{21k} \Delta \ln Y_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{22k} \Delta \ln FBC_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{23k} \Delta \ln GES_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{24k} \Delta \ln GET_{it-k} + \lambda_2 ECT_{it-1} + \varepsilon_{2it} \quad (4.41)$$

$$\Delta \ln GES_{it} = C_{3i} + \sum_{k=1}^p \beta_{31k} \Delta \ln Y_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{32k} \Delta \ln FBC_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{33k} \Delta \ln GES_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{34k} \Delta \ln GET_{it-k} + \lambda_3 ECT_{it-1} + \varepsilon_{3it} \quad (4.42)$$

$$\Delta \ln GET_{it} = C_{4i} + \sum_{k=1}^p \beta_{41k} \Delta \ln Y_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{42k} \Delta \ln FBC_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{43k} \Delta \ln GES_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{44k} \Delta \ln GET_{it-k} + \lambda_4 ECT_{it-1} + \varepsilon_{4it} \quad (4.43)$$

Donde C_{ji} , λ_j y ε_{jit} ($j=1,2,3,4$) representa el efecto fijo de cada país, el coeficiente de ajuste y el término de error que se supone ruido blanco, respectivamente. Δ denota la primera diferencia, k ($k=1,2,\dots,p$) es la longitud de rezago y ECT_{it-1} representa el término

de corrección del error del periodo anterior:

$$ECT_{it} = Y_{it} - [\hat{\beta}_{1i}FBC_{it} + \hat{\beta}_{2i}GES_{it} + \hat{\beta}_{3i}GET_{it} + \hat{C}_{4i}] \quad (4.44)$$

La prueba de causalidad formulada bajo el entorno de un VECM permite distinguir entre la relación de corto y largo plazo al utilizar retardos en las variables. La direccionalidad de la relación causal a largo plazo se puede evaluar a partir de los coeficientes lambda asociados con ECT_{it-1} . Dichos parámetros expresan la velocidad de ajuste que experimenta la variable dependiente para restablecer el equilibrio, sugiriendo una relación de causalidad unidireccional en cada modelo. Para confirmar la presencia de causalidad los coeficientes λ_j deben ser estadísticamente significativos y negativos, además de variar entre cero y uno, dado que si el valor es positivo y mayor a uno el ajuste sería poco coherente. Por otro lado, los efectos en el corto plazo se expresan en el VECM a partir de los coeficientes asociados a las primeras diferencias de los rezagos de las variables independientes, las cuales son enunciadas como β en las ecuaciones (4,40) (4,41) (4,42) y (4,43). Este vector de coeficientes se denomina como multiplicador de corto plazo, porque muestra el cambio en el valor medio de la variable dependiente ante impactos a corto plazo de las variables independientes (Beyzatlar, Karacal y Yetkiner, 2014).

La relación de causalidad puede ser de los siguientes tipos (Gujarati, 2012):

- (i) **Unidireccional:** existe una causalidad unidireccional $X \rightarrow Y$ si los coeficientes en el ΔX rezagado son significativamente diferentes de cero cuando ΔY es la variable dependiente y los coeficientes en el ΔY rezagado no son significativamente diferentes desde cero cuando ΔX es la variable dependiente.
- (ii) **Bidireccional:** existe una relación de bidireccional entre $X \leftrightarrow Y$ si los coeficientes en el ΔX rezagado son significativamente diferentes de cero cuando Y es la variable dependiente y los coeficientes en el ΔY rezagado también son significativamente diferentes de cero cuando X es la variable dependiente.
- (iii) **Independencia:** se sugiere independencia cuando ni los coeficientes en el ΔX rezagado ni los coeficientes en el ΔY rezagado son significativamente diferentes de cero en ambas ecuaciones.

Adicionalmente, para evaluar la direccionalidad de la relación causal en el corto plazo, se aplicará la prueba estándar de Wald (Chi cuadrada). Esta prueba evalúa la significancia combinada de los coeficientes β de la variable independiente. Si los rezagos de los coeficientes son estadísticamente significativos, entonces la variable dependiente presenta una relación causal de corto plazo respecto a la variable independiente.

4.7. Prueba de Wald

A fin de confirmar la existencia de causalidad en el corto plazo respecto a los resultados obtenidos por el método de Granger, se realiza la prueba de significatividad conjunta para todos los rezagos de cada variable (Test de Wald). En esta prueba se plantea la hipótesis nula de que los coeficientes de la primera diferencia de las variables rezagadas son iguales a cero. Por ejemplo, para evaluar la causalidad de panel en el corto plazo desde la formación bruta de capital (FBC) hacia Y , se plantea la siguiente hipótesis nula:

$$H_0 : \beta_{11k} = 0 \quad k = \{1, 2\} \quad (4.45)$$

Si se rechaza la hipótesis nula hay causalidad a corto plazo en el panel $FBC \rightarrow Y$. En el caso contrario, para evaluar la casualidad a corto plazo en el panel desde el crecimiento económico hacia la formación bruta de capital, se plantea la siguiente la hipótesis nula:

$$H_0 : \beta_{21k} = 0 \quad k = \{1, 2\} \quad (4.46)$$

Si se rechaza la hipótesis nula, se confirma la casualidad a corto plazo en el panel $Y \rightarrow FBC$. Análogamente, si se rechazan ambas hipótesis nulas, hay causalidad bidireccional a corto plazo entre las variables.

4.8. Especificación del modelo

Para analizar la relación existente entre el gasto público en los distintos niveles educativos con la desigualdad de ingresos y el crecimiento de la economía, se desarrolla una

extensión del modelo de Solow que en gran medida se aproxima al modelo de Mankiw, Romer y Weil (1992), introduciendo el gasto en educación secundaria y terciaria como variable proxy del capital humano. Además, el modelo se configura de forma dinámica con datos de panel, recogiendo los efectos fijos individuales para cada país. Este se define a través de la siguiente función:

$$PIB_{it} = F(FBC_{it}, POB_{it}, GES_{it}, GET_{it}) \quad (4.47)$$

Donde:

- PIB_{it} : Producto Interno Bruto
- FBC_{it} : Formación Bruta de Capital Fijo
- POB_{it} : Población total
- GES_{it} : Gasto en educación secundaria
- GET_{it} : Gasto en educación terciaria

Al igual que en la teoría del crecimiento, se asume que la función de producción agregada es del tipo Cobb-Douglas, la cual presenta rendimientos constantes a escala, por lo tanto, la función se puede expresar en términos per cápita. Además, se modifica la función en un modelo log-lineal de la siguiente manera:

$$\ln(pib_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(fbc_{it}) + \beta_2 \ln(ges_{it}) + \beta_3 \ln(get_{it}) + e_{it} \quad (4.48)$$

Donde el subíndice (i) denota los países del panel y el subíndice (t) se refiere al periodo de tiempo. α_i representa el intercepto para cada unidad transversal y e_{it} es el error de cada sección cruzada en cada uno de los momentos de tiempo. Cabe destacar que la notación utilizada en minúscula representa las variables por trabajador.

Por otro lado, también se pretende determinar la relación entre el gasto público en educación y la desigualdad de ingresos. En base al modelo propuesto anteriormente para el crecimiento económico se estima un modelo análogo para la desigualdad, donde la variable

pib es remplazada por el índice EHII. Este se define de la siguiente manera:

$$\ln(EHII_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(fbc_{it}) + \beta_2 \ln(ges_{it}) + \beta_3 \ln(get_{it}) + e_{it} \quad (4.49)$$



5 | DATOS

Para analizar la posible relación causal entre el gasto público en educación, desigualdad de ingresos y crecimiento económico en los países de la OCDE (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos), se emplea un panel de datos para 23 países miembros, con una periodicidad anual que va desde 1960 a 2017. En este caso el panel dispone de un total de 1311 observaciones, con 23 secciones transversales y 57 periodos de tiempo. En la muestra se excluye a los países como Bélgica, Canadá, Colombia, Alemania, Dinamarca, España, Reino Unido, Hungría, Islandia, Israel, Países bajos, Nueva Zelanda, Polonia y Eslovenia debido a la falta disponibilidad de estadísticas.

A continuación, se detallan los países seleccionados para realizar el estudio con sus correspondientes códigos.

Tabla 5.1: Detalle de países

Código	País	Código	País	Código	País
AUS	Australia	GRC	Grecia	MEX	México
AUT	Austria	IRL	Irlanda	NOR	Noruega
CHL	Chile	ITA	Italia	PRT	Portugal
CHE	Suiza	JPN	Japón	SVK	Eslovaquia
CZE	República Checa	KOR	Corea	SWE	Suecia
EST	Estonia	LTU	Lituania	TUR	Turquía
FIN	Finlandia	LUX	Luxemburgo	USA	Estados Unidos
IRL	Irlanda	TUR	Turquía	-	-

Crecimiento económico

Para los datos referentes al crecimiento económico se considera el indicador anual del Producto Interno Bruto (PIB) expresado en términos de dólares de los Estados Unidos

a precios constantes del año 2010, con el objetivo de excluir del análisis el efecto de la variación de precios. Tal indicador es la suma del valor agregado bruto de todos los productores residentes en la economía, más todo impuesto a los productos y menos todo subsidio no incluido en el valor de los productos. Los datos provienen de la base World Development Indicators (WDI) del Banco Mundial.

Gasto público en educación

En relación con el gasto público en educación, el Banco Mundial proporciona estos datos en nivel secundario y terciario como porcentaje del Producto Interno Bruto (PIB). De esta manera, para representar el gasto en educación en dólares constantes del año 2010, los datos fueron multiplicados por el PIB (US a precios constantes 2010) del país y año correspondiente. El gasto educativo incluye el gasto del gobierno en instituciones educativas (públicas y privadas), administración educativa y subsidios o transferencias para entidades privadas.

Coefficiente de Gini

Normalmente el coeficiente de Gini se utiliza para medir la desigualdad de ingresos dentro de un país, sin embargo, debido a la falta de observaciones que presenta este indicador se utilizará el índice Estimated Household Income Inequality (EHII). De esta manera, se incrementa sustancialmente el número de observaciones en el estudio, mejorando así las estimaciones de los modelos. Tal indicador es proporcionado por la universidad de Texas, el cual utiliza la relación econométrica entre UTIP-ONUDI, otras variables condicionantes y el conjunto de datos Deininger & Squire del Banco Mundial.

Capital

Con respecto a la medida de capital se utiliza la formación bruta de capital fijo expresado como porcentaje del Producto Interno Bruto (PIB). Por lo tanto, al igual que el gasto en educación, los datos fueron multiplicados por el PIB (US a precios constantes 2010) para obtener los valores en dólares constantes del año 2010. Los datos se obtuvieron del Banco Mundial e incluyen los mejoramientos de terrenos, las adquisiciones de planta, maquinaria y equipo, y la construcción de carreteras, ferrocarriles y otras afines, incluidas las escuelas, oficina, hospitales, viviendas residenciales privadas y los edificios comerciales e industriales.

Trabajo

La fuerza de trabajo es considerada como la población económicamente activa. Esta comprende a personas de 15 años o más que aportan trabajo para la producción de bienes y servicios durante un periodo de tiempo específico. Sin embargo, el registro histórico de los datos en el Banco Mundial se encuentra disponible desde 1990. Por ello, en reemplazo de esta medida se utiliza la información referente a la población total que representa a todos los habitantes de un área específica.

Descripción de las variables

A continuación, se presentan en la Tabla 5.2 la descripción y nomenclatura de las variables dependientes e independientes consideradas en los modelos, así como las fuentes de las cuales se obtuvo la información.

Tabla 5.2: Descripción de las variables

Variable	Nomenclatura	Fuente
Gasto público en educación en nivel secundario	GES	Banco Mundial
Gasto público en educación en nivel terciario	GET	Banco Mundial
Capital	FBC	Banco Mundial
Trabajo	POB	Banco Mundial
Crecimiento económico	PIB	Banco Mundial
Desigualdad de ingresos	EHI	Universidad de Texas

5.1. Estadística descriptiva

Un análisis básico consiste en la observación de medidas de centralización como los valores medios, medidas de dispersión como los valores máximos, mínimos y desviación estándar y por último medidas de forma como la asimetría y curtosis. A continuación, se presentan las estadísticas básicas para las variables dependientes e independientes en términos per cápita que serán utilizadas en el modelo (Ver Tabla 5.3).

Tabla 5.3: Estadística descriptiva

	PIB	FBC	GES	GET	EHI
Media	28.189,7	691.834,1	59.350,11	33.986,69	37,61758
Mediana	22.724,71	596.649,3	46.651,01	19.526,42	37,05426
Máximo	111.968,3	2.512.266	224.695,4	203.479,1	50,75666
Mínimo	944,2924	10.618,56	1.301,586	510,2559	20,57831
Desv. Est.	21.192,9	491.391,3	47.041,97	36.514,93	5,723138
Asimetría	1,321037	0,986602	1,058142	2,011619	-0,23592
Curtosis	4,848021	3,545306	3,834726	7,715968	3,290801
Jarque-Bera	492,498	191,5586	138,6582	1071,147	12,4673
Observaciones	1137	1097	643	669	974
Sección transversal	23	23	23	23	23

En cuanto a la media obtenida para el PIB per cápita, indica que se cuenta con una muestra bastante variada de países. El valor mínimo obtenido para el PIB corresponde a 944,29 USD por año y el valor máximo de éste corresponde a 111.968,3 USD. Estos valores fueron alcanzados por Corea y Luxemburgo, respectivamente. El PIB promedio deja en evidencia que la mayoría de los países no son desarrollados.

Respecto a la asimetría o deformación horizontal de los valores de la variable respecto al valor central de la media es positiva, lo cual indica que varios de los datos se concentran por el lado izquierdo de la distribución. En cuanto a la curtosis, se presenta un valor mayor a tres lo que indica que tiene una distribución leptocúrtica o más puntiaguda que la distribución normal. Finalmente, el estadístico de Jarque-Bera rechaza la hipótesis nula de normalidad de los residuos debido a que el valor obtenido para el estadístico es mayor que el valor crítico tabulado ($\chi^2_2 = 5,99$ para un nivel de significación del 5%), por lo que el PIB per cápita no se asemeja a una distribución normal.

En el caso de la formación bruta de capital (FBC), variable que representa la inversión en capital fijo en un país, el valor máximo corresponde a 2.512.266 USD por Irlanda en el año 2016 y el valor mínimo obtenido es 10.618,56 por Corea en el año 1960. La asimetría o deformación horizontal de los valores de la variable respecto al valor central de la media al igual que el PIB, es positiva. Por lo tanto, varios de los datos se concentran por el lado

izquierdo de la distribución. La curtosis, presenta un valor mayor a tres lo que indica que también tiene una distribución leptocúrtica o más puntiaguda que la distribución normal y el estadístico de Jarque-Bera, indica en este caso la formación de capital bruto no sigue una distribución normal, esto debido a que se rechaza la hipótesis nula de normalidad de los residuos.

Respecto al gasto en educación secundaria por persona (GES) se puede apreciar que el valor máximo corresponde a 224.695,4 USD en el año 2003 y el valor mínimo obtenido es 1.301,58 USD en el año 1970. Estos valores corresponden a Noruega y Corea respectivamente. La asimetría al igual que el PIB y FBC, es positiva. Por lo tanto, varios de los datos se concentran por el lado izquierdo de la distribución. La curtosis presenta un valor mayor a tres lo que indica que también tiene una distribución leptocúrtica o más puntiaguda que la distribución normal. Por último la prueba de normalidad de Jarque-Bera rechaza la hipótesis nula de normalidad de los residuos, lo que indica en este caso el gasto en educación secundaria no sigue una distribución normal.

En el caso del gasto en educación terciaria, se observa un valor mínimo de 510,26 USD anual por parte de Corea en 1970 y un valor máximo de 203.479,1 anual por parte de Noruega en 2004. Cabe mencionar que en general el gasto en educación en el nivel secundario supera al gasto del nivel terciario. La asimetría, indica que varios de los datos se concentran por el lado izquierdo de la distribución debido a que el valor es positivo. La curtosis presenta un valor mayor a tres lo que indica que también tiene una distribución leptocúrtica o más puntiaguda que la distribución normal y el estadístico de Jarque-Bera, indica en este caso el gasto en educación terciaria no sigue una distribución normal, esto debido a que se rechaza la hipótesis nula de normalidad de los residuos.

Finalmente en el caso del índice EHII, variable que representa la desigualdad de ingresos en cada país presenta un valor mínimo de 20,57 por parte de República Checa en 1985 y máximo de 50,75 por parte de Turquía en 2002. La asimetría, indica que varios de los datos se concentran por el lado derecho de la distribución debido a que el valor es negativo. La curtosis presenta un valor mayor a tres lo que indica que también tiene una distribución leptocúrtica o más puntiaguda que la distribución normal y el estadístico Jarque-Bera rechaza la hipótesis nula de normalidad por lo que no sigue una distribución normal.

6 | RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados de las pruebas expuestas en la metodología para cumplir con el objetivo del presente estudio. En la primera parte, se reportan los resultados de las pruebas de raíces unitarias para datos de panel a las variables bajo el análisis, tanto en niveles como en primeras diferencias. En segundo lugar, se presentan los resultados de las pruebas de cointegración y los coeficientes a largo plazo agrupados para los países de la OCDE estimados por OLS, FMOLS y DOLS. Finalmente, se reportan los resultados de la prueba de causalidad para definir la dirección de la causalidad estimada.

6.1. Prueba de raíz unitaria

El primer paso para determinar la relación entre el gasto público en educación, el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos es identificar si existe o no raíces unitarias en las series. Para estos efectos, se realizaron las pruebas de Levin, Lin, Chu (LLC), ADF-Fisher (ADF) y PP-Fisher (PP). La hipótesis nula de todas estas pruebas establece la existencia de raíz unitaria y las hipótesis alternativas establecen la ausencia de esta.

Los resultados de las tres pruebas de raíces unitarias para datos de panel aplicadas a las series de tiempo en logaritmos naturales se reportan para las variables en niveles y en primeras diferencias. En la ecuación de prueba se consideran tres especificaciones. La primera especificación incluye solo intercepto individual, la segunda incluye tanto tendencia como intercepto, y la tercera ausencia de ambas. Además, ***, ** y * indican estacionariedad al 1 %, 5 % y 10 % de nivel de significancia, respectivamente.

En el modelo con intercepto individual en su nivel (Ver Tabla 6.1), las variables PIB y

GES rechazan la hipótesis nula para tres pruebas con 1 % de significancia, mientras que FBC rechaza la hipótesis nula en tres pruebas con 10 % de significancia. El resto de las variables son no estacionarias dado que su valor de probabilidad no permite rechazar la hipótesis nula.

Tabla 6.1: Resultados de las pruebas de raíces unitarias (variables en niveles)

Con intercepto individual en niveles						
Variable	LCC		ADF		PP	
	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad
PIB	-14,064***	0,000	164,990***	0,000	176,088***	0,000
FBC	-5,572***	0,000	61,188*	0,066	79,303***	0,002
GES	-5,576***	0,000	82,592***	0,001	101,642***	0,000
GET	-4,422***	0,000	40,379	0,706	38,611	0,772
EHII	0,872	0,808	45,644	0,487	46,740	0,442

En el modelo con intercepto individual en su primera diferencia, se puede apreciar que todas las variables rechazan la hipótesis nula con 1 % de significancia como se muestra en la Tabla 6.2. Este resultado sostiene que las series EHII y GET en primeras diferencias tienen raíz unitaria.

Tabla 6.2: Resultados de las pruebas de raíces unitarias (variables en primera diferencia)

Con intercepto individual en primera diferencia						
Variable	LCC		ADF		PP	
	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad
PIB	-19,514***	0,000	382,774***	0,000	369,829***	0,000
FBC	-22,059***	0,000	431,078***	0,000	412,229***	0,000
GES	-9,985***	0,000	321,708***	0,000	-9,985***	0,000
GET	-16,148***	0,000	336,391***	0,000	370,643***	0,000
EHII	-26,723***	0,000	570,463***	0,000	595,572***	0,000

La Tabla 6.3 expone los resultados para el modelo con intercepto y tendencia en su nivel, la cual indica que las series FBC, GES rechazan la hipótesis nula en dos pruebas con un nivel de significancia menor al 10 %, mientras que EHII rechaza todas las pruebas con un nivel de significancia menor al 10 %. De esta manera, se sostiene que las series mencionadas en

niveles son estacionarias. En cuanto a la variable restante no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula.

Tabla 6.3: Resultados de las pruebas de raíces unitarias (variables en niveles)

Con intercepto y tendencia individual en su nivel.						
Variable	LCC		ADF		PP	
	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad
PIB	-1,280	0,100	31,580	0,948	27,278	0,987
FBC	-3,139***	0,001	79,491***	0,002	45,790	0,481
GES	-1,344*	0,090	50,300	0,307	63,490**	0,045
GET	0,705	0,760	64,503**	0,037	55,497	0,159
EHII	-2,158**	0,016	65,088**	0,033	59,483*	0,088

Adicionalmente, la Tabla 6.4 muestra los resultados para el modelo con intercepto y tendencia en primeras diferencias. En este caso, se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad para todas las series a un nivel de significación del 1 %. En resumen, los resultados descritos sugieren que las series PIB y GET son integradas de orden uno, I(1).

Tabla 6.4: Resultados de las pruebas de raíces unitarias (variables en primera diferencia)

Con intercepto y tendencia individual en su primera diferencia.						
Variable	LCC		ADF		PP	
	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad
PIB	-21,049***	0,000	368,428***	0,000	360,983***	0,000
FBC	-22,173***	0,000	364,823***	0,000	347,048***	0,000
GES	-18,456***	0,000	312,327***	0,000	620,087***	0,000
GET	-15,286***	0,000	315,758***	0,000	586,069***	0,000
EHII	-25,685***	0,000	510,842***	0,000	510,842***	0,000

En el modelo sin intercepto ni tendencia en su nivel (Ver Tabla 6.5), se puede observar que para ninguna de las pruebas se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, con lo cual se concluye que las series no son estacionarias en niveles.

Tabla 6.5: Resultados de las pruebas de raíces unitarias (variables en niveles)

Sin intercepto ni tendencia individual en su nivel.						
Variable	LCC		ADF		PP	
	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad
PIB	17,282	1,000	0,200	1,000	0,051	1,000
FBC	5,955	1,000	3,383	1,000	1,827	1,000
GES	3,918	1,000	18,504	1,000	9,081	1,000
GET	8,691	1,000	4,636	1,000	3,346	1,000
EIII	2,769	0,997	17,292	1,000	17,387	1,000

En el modelo sin intercepto ni tendencia en sus primeras diferencias (Ver Tabla 6.6), se rechaza la hipótesis nula en todas las pruebas con un nivel de significancia de 1 %. Por lo tanto, se respalda la presencia de raíz unitaria en las cinco series de tiempo.

Tabla 6.6: Resultados de las pruebas de raíces unitarias (variables en primera diferencia)

Sin intercepto ni tendencia individual en su primera diferencia.						
Variable	LCC		ADF		PP	
	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad
PIB	-13,408***	0,000	283,791***	0,000	301,128***	0,000
FBC	-21,418***	0,000	534,908***	0,000	558,991***	0,000
GES	-17,422***	0,000	358,883***	0,000	423,413***	0,000
GET	-19,549***	0,000	392,994***	0,000	483,399***	0,000
EIII	-29,564***	0,000	985,845***	0,000	1069,820***	0,000

6.2. Prueba de cointegración

Una vez determinado que las series son integradas de orden uno, se procede a realizar el análisis de cointegración mediante las pruebas de Pedroni (1999,2004) y Kao (1999). Para la primera de ellas se consideran tres especificaciones: con intercepto individual, con intercepto y tendencia y sin ambas, mientras que para la segunda prueba se considera solo el modelo con intercepto individual. Cabe mencionar que estas pruebas tienen como hipótesis nula la ausencia de cointegración para todo el panel. Cabe mencionar que ***, ** y * indican cointegración al 1 %, 5 % y 10 % de nivel de significancia, respectivamente.

6.2.1. Modelo Crecimiento Económico

En la Tabla 6.7 se exponen los resultados de la prueba de cointegración de Pedroni (1999,2004) para el modelo de crecimiento económico. En la estimación con intercepto individual, ningún estadístico permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración. En el modelo con intercepto y tendencia, solo el estadístico de panel v y de grupo PP rechazan la hipótesis nula con un nivel de significancia del 1 %. Mientras que para la estimación sin intercepto ni tendencia, los resultados muestran que las estadísticas aumentadas de las pruebas Dickey-Fuller (ADF) y Phillips-Perron (PP) basadas tanto en estadísticas de enfoque de panel como de grupo rechazan la hipótesis nula de no cointegración. Por lo tanto, se concluye que todas las variables están cointegradas y exhiben una relación válida a largo plazo.

Tabla 6.7: Resultados de la prueba de cointegración Pedroni (PIB como variable dependiente)

Estadística de cointegración de panel (within-dimension)						
Estadísticas de prueba	Intercepto individual		Intercepto y tendencia		Sin intercepto o tendencia	
	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad
Panel v-Statistic	-0,799104	0,788	11,06158***	0,000	-0,4367	0,669
Panel rho-Statistic	0,602733	0,727	2,440064	0,993	-1,313593*	0,095
Panel PP-Statistic	-0,145473	0,442	1,111503	0,867	-2,070338**	0,019
Panel ADF-Statistic	1,417052	0,922	2,304334	0,989	0,298644	0,617
Estadística de cointegración de grupo (between-dimension)						
Group rho-Statistic	2,073774	0,981	3,544153	1,000	0,710746	0,761
Group PP-Statistic	-2,75632***	0,003	-2,253657***	0,012	-2,408099***	0,008
Group ADF-Statistic	-0,315065	0,376	0,239143	0,595	-2,766511***	0,003

La Tabla 6.8 ilustra el resultado de la prueba de cointegración de Kao (1999), el cual indican el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración al nivel de significancia del 1 %, lo que implica que existe una relación de cointegración a largo plazo entre las variables consideradas.

Tabla 6.8: Resultados de la prueba de cointegración Kao (PIB como variable dependiente)

	t-estadístico	Probabilidad
ADF	-4.393234***	0,000

Los resultados de la Tabla (6.7) y Tabla (6.8) muestran que los dos métodos de cointegración respaldan la presencia de una relación cointegrada entre las variables al nivel significativo menor al 10%. En otras palabras, se concluye que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre el PIB, FBC, GES y GET.

6.2.2. Modelo Desigualdad de Ingresos

En la Tabla 6.9 se presentan los resultados de la prueba de cointegración de Pedroni (1999,2004) para el modelo basado en la desigualdad de ingresos. En la estimación tanto con intercepto individual como con intercepto y tendencia, ningún estadístico permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración. Mientras que para el modelo sin intercepto ni tendencia, dos estadísticos de prueba muestra significancia al 10%, un estadístico de prueba es significativo al 5% y un estadístico de prueba es significativo al 1%, de los cuales dos son de la alternativa homogénea y dos de la heterogénea.

Tabla 6.9: Resultados de la prueba de cointegración Pedroni (EHII como variable dependiente)

Estadística de cointegración de panel (within-dimension)						
Estadísticas de prueba	Intercepto individual		Intercepto y tendencia		Sin intercepto o tendencia	
	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad
Panel v-Statistic	-1,411361	0,921	-1,852361	0,968	-3,58335	1,000
Panel rho-Statistic	0,846603	0,801	1,290166	0,902	-1,173024	0,120
Panel PP-Statistic	0,337931	0,632	0,838524	0,799	-1,823601**	0,034
Panel ADF-Statistic	1,538695	0,938	1,912986	0,972	-1,51667*	0,065
Estadística de cointegración de grupo (between-dimension)						
Group rho-Statistic	2,681	0,996	3,280859	1,000	1,411771	0,921
Group PP-Statistic	-0,692666	0,244	-0,388246	0,349	-1,403475*	0,080
Group ADF-Statistic	9,496488	1,000	2,113788	0,983	-3,916315***	0,000

La Tabla 6.10 proporciona el resultado de la prueba de cointegración de Kao (1999), el cual permite rechaza la hipótesis nula de no cointegración con una significancia del 1%.

Tabla 6.10: Resultados de la prueba de cointegración Kao (EHII como variable dependiente)

	t-estadístico	Probabilidad
ADF	-2,119116***	0,002

Los resultados de las pruebas de cointegración (Ver Tabla 6.9 y 6.10) muestran que a largo plazo existe una relación entre las variables EHII, FBCF, GES y GET, ya que se rechaza la hipótesis nula a favor de la hipótesis alternativa de cointegración con un nivel de significancia menor al 10 %.

6.3. Vector de cointegración

Una vez realizadas las pruebas de cointegración y rechazada la hipótesis nula de las pruebas de Pedroni (1999) y Kao (1999) se procede a estimar los coeficientes de largo plazo, asociados al vector de cointegración para los modelos en estudio (4.47 y 4.47). Para lograr el objetivo se utilizarán los estimadores OLS, FMOLS y DOLS en el software Eviews. Además, se emplea el estimador agrupado debido a que presenta varias ventajas sobre el estimador acumulado, como sugiere Pedroni (2000, 2001). Por un lado, ofrece mayor flexibilidad en presencia de vectores de cointegración heterogéneos ya que considera la heterogeneidad entre los países del panel, tanto en las dinámicas como en los vectores de cointegración. Cabe señalar que ***, ** y * representan significancia estadística al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

6.3.1. Modelo Crecimiento Económico

La Tabla 6.11 presenta los resultados de los coeficientes a largo plazo de cada variable independiente para cada método de estimación, de acuerdo con el modelo de crecimiento económico.

Tabla 6.11: Resultados de la regresión PIB

Método	FBC		GES		GET		R ²
	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	
OLS	0,512***	0,000	0,100***	0,000	0,197***	0,000	0,987
FMOLS	0,525***	0,000	0,081***	0,000	0,206***	0,000	0,988
DOLS1	0,569***	0,000	0,051***	0,008	0,219***	0,000	0,992
DOLS2	0,584***	0,000	0,104***	0,000	0,197***	0,000	0,994

Los hallazgos son particularmente consistentes con la literatura existente. Los cuatro

métodos de estimación indican que la formación bruta de capital fijo y los gastos en educación secundaria y terciaria afecta al crecimiento económico, de manera positiva y estadísticamente significativa. Como resultado podemos concluir que, tanto el capital físico como los gastos en educación conducen a un mayor aumento de la producción. Además, las estimaciones DOLS parecen tener el mayor poder explicativo, ya que los valores de los coeficientes son los más altos en comparación con las otras estimaciones. Sin embargo, los resultados no difieren mucho en relación con el método.

De forma general, se puede identificar una alta sensibilidad en términos relativos, ante cambios en el factor de capital, con respecto a los otros factores de educación. Además, el efecto de la educación terciaria es el más alto entre los niveles de educación.

El coeficiente de determinación ajustado de este modelo supera el 98 %, lo que se traduce como un buen ajuste para explicar el PIB con las variables independientes seleccionadas.

6.3.2. Modelo Desigualdad de Ingresos

La Tabla 6.12 presenta los resultados de los coeficientes a largo plazo de cada variable independiente para cada método de estimación, de acuerdo con el modelo de desigualdad de ingresos.

Tabla 6.12: Resultados de la regresión EHII

Método	FBC		GES		GET		R ²
	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	
OLS	-0,081***	0,000	0,036***	0,000	0,041***	0,000	0,894
FMOLS	-0,088***	0,000	0,041***	0,000	0,044***	0,000	0,906
DOLS1	-0,101***	0,000	0,042***	0,000	0,057***	0,000	0,936
DOLS2	-0,104***	0,000	0,053***	0,000	0,060***	0,000	0,951

Los resultados utilizando OLS, FMOLS y DOLS, indican que la formación bruta de capital fijo tiene un efecto negativo y significativo a largo plazo sobre la desigualdad de ingresos al nivel del 1 %. Por lo cual, un aumento en el capital conduce a una disminución de la desigualdad.

Respecto a la variable correspondiente al gasto en educación secundaria, se observa que para las diversas técnicas de estimación es significativa al 1 %. En cuanto a sus coeficientes,

sin lugar a duda todos mantienen un efecto positivo respecto a la desigualdad. Por lo tanto, se concluye que la inversión en este nivel educativo aumentaría la desigualdad de ingresos.

En lo que respecta a la variable gasto en educación terciaria, de acuerdo con las probabilidades asociadas a cada uno de los coeficientes se puede observar un nivel de significancia del 1 %. En cuanto a los signos de la elasticidad, se puede ver que coinciden positivamente, lo cual implica un efecto directo sobre la desigualdad. Por lo tanto, la estimación por los diferentes métodos indica que un aumento en el gasto educativo en nivel terciario conduce a una mayor desigualdad.

El coeficiente de determinación ajustado en este modelo varía de 89 % a 95 % lo que se traduce como un buen ajuste para explicar la desigualdad con las variables independientes seleccionadas.

6.4. Vector de corrección de error

A continuación, se informan los resultados del modelo de corrección de errores de vector de panel a partir de los residuos obtenidos en la estimación por OLS, FMOLS y DOLS, para los modelos en estudios (crecimiento económico y desigualdad de ingresos). Además, el análisis abarca dos escenarios para la variable dependiente, correspondientes a uno y dos rezagos para la diferencia de las variables independientes.

6.4.1. Modelo Crecimiento Económico

6.4.1.1. VECM OLS

La Tabla 6.13 presenta los resultados del VECM para uno y dos rezagos, a partir de los residuos obtenidos en la estimación por OLS. Al analizar el modelo de corrección del error con un rezago se puede observar que la única variable causal del crecimiento del PIB es su propio rezago en el corto plazo, con un 10 % de significancia. A su vez, el rezago del PIB afecta a la formación bruta de capital (FBC) y al gasto educación secundaria (GES) con un 1 % de significancia. En este caso, el gasto en educación secundaria también se ve afectado por su rezago con una significancia del 1 %. Por otro lado, se visualiza que el crecimiento

en el gasto en educación terciaria depende de manera negativamente de su primer retardo y del retardo del gasto educativo en nivel secundario.

Con respecto al análisis de largo plazo, el coeficiente de corrección del error (ECT) para el crecimiento del PIB resulta ser no significativo, lo que indica que la formación de capital y los gastos en educación no producen efectos de ajustes en el largo plazo sobre el crecimiento económico. Sin embargo, si se aprecia una influencia por parte de las variables sobre la formación bruta de capital (FBC) y el gasto en educación terciaria (GET). El valor de los coeficiente ECT son estadísticamente significativos y presentan una velocidad de ajuste de 0,323 y 0,161 respectivamente, lo que indica que aproximadamente el 32,3 % y 16,1 % de desequilibrio producido entre las series es corregido en un periodo de tiempo.

Posteriormente, al analizar el modelo de corrección del error con dos rezagos se pueden observar resultados similares al caso anterior para la mayoría de las variables. Sin embargo, el crecimiento del gasto en educación terciaria también reacciona negativamente a su segundo rezago y al segundo rezago del PIB, y positivamente al segundo rezago del capital con un 10 %, 5 % y 1 % de significancia respectivamente.

Tabla 6.13: VECM OLS, uno y dos rezagos

Variables Independientes	Variables Dependientes							
	Δ PIB		Δ FBC		Δ GES		Δ GET	
	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag
Δ PIB(-1)	0,380*	0,461**	1,161***	1,160***	1,079***	0,710***	0,296	0,390
Δ FBC(-1)	-0,026	-0,027	0,024	0,101	-0,084	-0,034	0,047	0,025
Δ GES(-1)	0,010	0,028	0,001	0,012	-0,248***	-0,405***	-0,263***	-0,415***
Δ GET(-1)	0,007	-0,005	0,045	0,015	-0,002	0,038	-0,206***	-0,154***
Δ PIB(-2)	-	-0,095	-	-0,218	-	-0,008	-	-0,932***
Δ FBC(-2)	-	-0,034	-	-0,109	-	0,081	-	0,203**
Δ GES(-2)	-	0,008	-	0,000	-	-0,041	-	0,050
Δ GET(-2)	-	-0,008	-	-0,024	-	-0,029	-	-0,069*
ECT	0,023	0,022	0,323***	0,302***	0,048	-0,118	0,161***	0,050

6.4.1.2. VECM FMOLS

La Tabla 6.14 presenta los resultados del VECM para uno y dos rezagos, a partir de los residuos obtenidos en la estimación por FMOLS. Al analizar el modelo de corrección

del error con un rezago, se puede observar que la única variable causal del crecimiento del PIB es su propio rezago en el corto plazo, con un 10 % de significancia, lo cual indica una relación a corto plazo. A su vez, el rezago del PIB afecta a la formación bruta de capital (FBC) y al gasto educación secundaria (GES) con un 1 % de significancia. En este caso, el gasto en educación secundaria también se ve afectado por su rezago con una significancia del 1 %. Por otro lado, se visualiza que el crecimiento en el gasto educación depende de manera negativamente de su primer retardo y del retardo del gasto educativo en nivel secundario. Además, en el análisis de largo plazo no se aprecia influencias de largo plazo sobre el crecimiento económico. Sin embargo, si se observa una influencia de las variables exógenas sobre la formación bruta de capital (FBC) y el gasto de educación terciaria (GET).

Posteriormente, al analizar el modelo de corrección del error con dos rezagos se pueden observar resultados similares al caso anterior para la mayoría de las variables. Sin embargo, en el corto plazo el crecimiento el gasto de educación terciaria, también reacciona negativamente a su segundo rezago y al segundo retardo del PIB, y positivamente al segundo retardo del capital con un 10 %, 1 % y 5 % de significancia respectivamente. Por su parte, en el análisis de largo plazo se observa una influencia del PIB, gasto de educación secundaria y formación bruta de capital sobre el gasto educativo de nivel secundario con un nivel de significancia del 5 %.

Tabla 6.14: VECM FMOLS, uno y dos rezagos

Variables Independientes	Variables Dependientes							
	Δ PIB		Δ FBC		Δ GES		Δ GET	
	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag
Δ PIB(-1)	0,379*	0,460**	1,155***	1,155***	1,079***	0,714***	0,295	0,390
Δ FBC(-1)	-0,029	-0,030	-0,011	0,068	-0,090	-0,020	0,029	0,020
Δ GES(-1)	0,007	0,024	-0,047	-0,033	-0,255***	-0,387***	-0,286***	-0,423***
Δ GET(-1)	0,005	-0,006	0,023	-0,005	-0,005	0,044	-0,217***	-0,158***
Δ PIB(-2)	-	-0,095	-	-0,223	-	-0,006	-	-0,932***
Δ FBC(-2)	-	-0,034	-	-0,104	-	0,074	-	0,202**
Δ GES(-2)	-	0,008	-	0,000	-	-0,044	-	0,049
Δ GET(-2)	-	-0,008	-	-0,023	-	-0,031	-	-0,069*
ECM	0,026	0,025	0,329***	0,309***	0,026	-0,147**	0,157**	0,043

6.4.1.3. VECM DOLS 1

La Tabla 6.15 presenta los resultados del VECM para uno y dos rezagos, a partir de los residuos obtenidos en la estimación por DOLS. Con respecto al modelo de corrección del error con un rezago se puede observar que la única variable causal del crecimiento del PIB es su propio rezago en el corto plazo, con un 10 % de significancia, lo cual indica una relación directa a corto plazo. A su vez, el rezago del PIB afecta a la formación bruta de capital (FBC) y al gasto educación secundaria (GES) con un 1 % de significancia. En este caso, el gasto en educación secundaria también se ve afectado por su rezago y el rezago del gasto en educación terciaria con una significancia del 1 % y 10 % respectivamente. Por otro lado, se visualiza que el crecimiento en el gasto educación depende de manera negativamente de su primer retardo y del retardo del gasto educativo en nivel secundario con 1 % de significancia. Además, en el análisis de largo plazo no se aprecia influencias de largo plazo sobre el crecimiento económico.

Posteriormente, en el modelo de corrección del error con dos rezagos se pueden observar resultados similares al caso anterior para la mayoría de las variables. Sin embargo, el crecimiento en el gasto de educación terciaria, también reacciona negativamente a su segundo retardo y al segundo retardo del PIB, y positivamente al segundo retardo del capital con un 5 %, 1 % y 5 % de significancia respectivamente.

Tabla 6.15: VECM DOLS 1, uno y dos rezagos

Variables Independientes	Variables Dependientes							
	Δ PIB		Δ FBC		Δ GES		Δ GET	
	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag
Δ PIB(-1)	0,459*	0,486**	0,911***	0,998***	0,724***	0,721***	0,259	0,400
Δ FBC(-1)	-0,045	-0,025	0,066	0,135	-0,021	-0,051	-0,008	0,020
Δ GES(-1)	0,014	0,027	-0,052	-0,010	-0,389***	-0,402***	-0,491***	-0,444***
Δ GET(-1)	0,000	-0,007	0,029	-0,020	0,076*	0,068	-0,120***	-0,152***
Δ PIB(-2)	-	-0,149	-	-0,238	-	0,066	-	-0,940***
Δ FBC(-2)	-	-0,025	-	-0,183**	-	0,086	-	0,200**
Δ GES(-2)	-	0,005	-	-0,041	-	-0,025	-	0,044
Δ GET(-2)	-	-0,006	-	-0,024	-	-0,017	-	-0,079**
ECM	-0,053	-0,049	-0,007	-0,002	-0,005	-0,007	-0,002	0,019

6.4.2. Modelo Desigualdad de Ingresos

6.4.2.1. VECM OLS

En la Tabla 6.16 se presentan los resultados del VECM para uno y dos rezagos, a partir de los residuos obtenidos en la estimación por OLS. Con respecto al modelo de corrección del error con un rezago se puede observar que a corto plazo no hay variables que afecten significativamente el crecimiento del índice EHII. El crecimiento de capital por su parte depende positivamente de su primer rezago y negativamente del rezago del gasto en educación secundaria con un 1 % y 10 % de significancia respectivamente. En este caso, el gasto en educación secundaria también se ve afectado negativamente por su rezago y positivamente por el rezago de la formación bruta de capital, con una significancia del 1 %. Por otro lado, se visualiza que el crecimiento en el gasto educación depende de manera positiva del rezago de EHII y negativamente de su propio retardo y del retardo del gasto educativo en nivel secundario con 1 % de significancia. Además, en el análisis de largo plazo, no se aprecia influencias de largo plazo sobre ninguna variable.

Posteriormente, en el modelo de corrección del error con dos rezagos se pueden observar resultados similares al caso anterior para la mayoría de las variables. Sin embargo, el crecimiento de capital también depende negativamente de su segundo rezago con un 1 % de significancia. En este caso, el gasto en educación secundaria también se ve afectado positivamente por el segundo rezago de la formación bruta de capital. Por otro lado, se visualiza que el crecimiento en el gasto educación terciaria depende además de manera positiva del segundo rezago de EHII y negativamente de su segundo retardo.

Tabla 6.16: VECM OLS, uno y dos rezagos

Variables Independientes	Variables Dependientes							
	ΔEHII		ΔFBC		ΔGES		ΔGET	
	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag
$\Delta\text{EHII}(-1)$	-0,011	0,032	-0,252	-0,359	0,001	0,140	0,637**	0,739**
$\Delta\text{FBC}(-1)$	-0,027	-0,030	0,279***	0,405***	0,225***	0,162**	0,121**	0,111
$\Delta\text{GES}(-1)$	-0,009	0,000	-0,075*	-0,047	-0,342***	-0,482****	-0,379***	-0,534***
$\Delta\text{GET}(-1)$	0,009	-0,006	0,045	-0,009	0,014	0,121**	-0,196***	-0,131**
$\Delta\text{EHII}(-2)$	-	0,051	-	0,016	-	0,139	-	0,787**
$\Delta\text{FBC}(-2)$	-	0,027	-	-0,238***	-	0,183***	-	-0,025
$\Delta\text{GES}(-2)$	-	-0,009	-	-0,020	-	0,006	-	0,072
$\Delta\text{GET}(-2)$	-	-0,009	-	-0,031	-	-0,019	-	-0,094**
ECM	-0,175	-0,167	-0,047	-0,137	-0,049	-0,083	-0,242	-0,326

6.4.2.2. VECM FMOLS

En la Tabla 6.17 se presentan los resultados del VECM para uno y dos rezagos, a partir de los residuos obtenidos en la estimación por FMOLS. Con respecto al modelo de corrección del error con un rezago se puede observar que el crecimiento del EHII no contiene variables causales en el corto plazo, al igual que el caso anterior. El crecimiento de capital por su parte depende solo positivamente de su primer rezago con un 1 % de significancia. En este caso, el gasto en educación secundaria se ve afectado positivamente por el rezago de la formación bruta de capital y, negativamente por su primer rezago con un 1 % de significancia. Por otro lado, se visualiza que el crecimiento en el gasto educación terciaria depende de manera positiva del rezago de EHII y del rezago del capital, y negativamente de su primer retardo y del primer retardo del gasto educativo en nivel secundario. Además, en el análisis de largo plazo, no se aprecia influencias de largo plazo sobre ninguna variable.

Posteriormente, en el modelo de corrección del error con dos rezagos se pueden observar resultados similares al caso anterior. Sin embargo, el crecimiento de capital depende negativamente de su segundo rezago con un 1 % de significancia. En este caso, el gasto en educación secundaria se ve afectado positivamente por el segundo rezago de la formación bruta de capital con una significancia del 1 %. Por otro lado, se visualiza que el crecimiento

en el gasto educación terciaria depende de manera positiva del segundo rezago de EHII y de manera negativa de su segundo retardo.

Tabla 6.17: VECM FMOLS, uno y dos rezagos

Variables Independientes	Variables Dependientes							
	Δ EHII		Δ FBC		Δ GES		Δ GET	
	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag
Δ EHII(-1)	-0,011	0,031	-0,253	-0,360	-0,044	0,094	0,606**	0,699**
Δ FBC(-1)	-0,025	-0,028	0,280***	0,406***	0,226***	0,162**	0,124*	0,114*
Δ GES(-1)	-0,001	0,007	-0,073	-0,041	-0,341***	-0,480***	-0,369***	-0,521***
Δ GET(-1)	0,011	-0,004	0,045	-0,007	0,015	0,126**	-0,193***	-0,124**
Δ EHII(-2)	-	0,048	-	0,013	-	0,101	-	0,753**
Δ FBC(-2)	-	0,027	-	-0,237***	-	0,183***	-	-0,024
Δ GES(-2)	-	-0,009	-	-0,019	-	0,008	-	0,074
Δ GET(-2)	-	-0,009	-	-0,031	-	-0,018	-	-0,094**
ECM	-0,174	-0,163	-0,046	-0,132	0,042	0,015	-0,179	-0,241

6.4.2.3. VECM DOLS 1

En la Tabla 6.18 se presentan los resultados del VECM para uno y dos rezagos, a partir de los residuos obtenidos en la estimación por DOLS 1. Con respecto al modelo de corrección del error con un rezago se puede observar que el crecimiento del índice EHII no presenta variables causales en el corto plazo. El crecimiento de capital por su parte depende solo positivamente de su rezago con un 1 % de significancia. En este caso, el gasto en educación secundaria se ve afectado negativamente por su primer rezago y positivamente por el primer rezago de la formación bruta de capital y el primer rezago del gasto en educación terciaria. Por otro lado, se visualiza que el crecimiento en el gasto educación terciaria depende de manera positiva del rezago de EHII y de manera negativa del retardo del gasto educativo en nivel secundario. Además, en el análisis de largo plazo, no se aprecia influencias de largo plazo sobre ninguna variable.

Posteriormente, en el modelo de corrección del error con dos rezagos se pueden observar resultados similares al caso anterior. Sin embargo, el crecimiento de capital depende negativamente de su segundo rezago con un 1 % de significancia. En este caso, el gasto en educación secundaria se ve afectado positivamente por el segundo rezago de la formación

bruta de capital. Por otro lado, se visualiza que el crecimiento en el gasto educación terciaria depende de manera positiva del segundo rezago de EHII y de manera negativa de su segundo retardo.

Tabla 6.18: VECM DOLS 1, uno y dos rezagos

Variables Independientes	Variables Dependientes							
	Δ EHII		Δ FBC		Δ GES		Δ GET	
	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag
Δ EHII(-1)	-0,009	0,017	-0,295	-0,390	0,110	0,057	0,545*	0,676**
Δ FBC(-1)	-0,039	-0,051	0,346***	0,445***	0,202***	0,142**	0,066	0,112*
Δ GES(-1)	0,011	0,009	-0,072	-0,062	-0,475***	-0,494***	-0,576***	-0,558***
Δ GET(-1)	0,006	0,004	0,052	0,035	0,123**	0,145***	-0,076	-0,099*
Δ EHII(-2)	-	0,038	-	-0,058	-	0,076	-	0,670**
Δ FBC(-2)	-	0,042	-	-0,258***	-	0,183***	-	-0,020
Δ GES(-2)	-	-0,001	-	-0,029	-	0,015	-	0,084
Δ GET(-2)	-	-0,006	-	-0,004	-	-0,012	-	-0,100**
ECM	-0,205	-0,220	0,115	0,144	-0,019	0,003	-0,114	-0,220

6.5. Prueba de causalidad

Con el objeto de comprobar los resultados obtenidos por la prueba de causalidad de Granger en dos rezagos, se realiza el test de Wald para el caso OLS, FMOLS y DOLS en los dos modelos en estudios. Para ello, se planteó como hipótesis nula que los parámetros que acompañan a las primeras diferencias rezagadas de las variables independientes son iguales a cero.

6.5.1. Modelo Crecimiento económico

6.5.1.1. OLS

En la Tabla 6.19, se observa que todas las variables exógenas del modelo aceptan la hipótesis nula de no causalidad, lo que confirma que no existe una relación de corto plazo con el crecimiento económico (PIB). No obstante, si se aprecia una causalidad unidireccional desde el gasto en educación secundaria (GES), la formación bruta de capital

(FBC) y el crecimiento económico hacia el gasto en educación terciaria (GET) con un nivel de significancia menor al 10 %. Además, se observa que existe una relación positiva y estadísticamente significativa desde el crecimiento económico hacia el gasto público en educación secundaria y la formación bruta de capital, lo que implica que el PIB promueve a estas dos variables.

Tabla 6.19: Test de Wald OLS, dos rezagos

Variables causadas	Variables causales			
	Δ PIB	Δ FBC	Δ GES	Δ GET
Δ PIB	-	0,335	0,371	0,056
Δ FBC	26,822***	-	0,073	0,777
Δ GES	8,129**	0,935	-	1,562
Δ GET	13,383***	5,422*	65,761***	-

6.5.1.2. FMOLS

En Tabla 6.20 no se observa influencia de corto plazo sobre el crecimiento económico (PIB). Sin embargo, si se aprecia una causalidad unidireccional desde el crecimiento económico (PIB) hacia la formación bruta de capital (FBC), el gasto en educación secundaria (GES) y el gasto en educación terciaria (GET) con un nivel de significancia del menor al 5 %. En este caso, el gasto en educación terciaria también se ve influenciado por la formación bruta de capital y el gasto en educación secundaria con un 10 % y 1 % de significancia respectivamente.

Tabla 6.20: Test de Wald FMOLS, dos rezagos

Variables causadas	Variables causales			
	Δ PIB	Δ FBC	Δ GES	Δ GET
Δ PIB	-	0,356	0,307	0,059
Δ FBC	26,652***	-	0,551	0,405
Δ GES	8,249**	0,717	-	1,978
Δ GET	13,387***	5,338*	70,234***	-

6.5.1.3. DOLS 1

En la Tabla 6.21 no se observa influencia a corto plazo de las variables del modelo sobre el crecimiento económico (PIB). El gasto en educación terciaria (GET), se ve afectado por el crecimiento económico, la formación bruta de capital (FBC) y el gasto en educación secundaria (GES) con un 1 %, 10 % y 1 % de significancia respectivamente. Además, el capital y el gasto en educación secundaria influye al gasto en educación terciaria con un 10 % y 1 % de significancia respectivamente.

Tabla 6.21: Test de Wald DOLS 1, dos rezagos

Variables causadas	Variables causales			
	Δ PIB	Δ FBC	Δ GES	Δ GET
Δ PIB	-	0,169	0,260	0,040
Δ FBC	15,228***	-	0,763	0,468
Δ GES	8,335**	1,162	-	2,684
Δ GET	13,035***	5,093*	68,706***	-

6.5.2. Modelo Desigualdad de Ingresos

6.5.2.1. OLS

En la Tabla 6.22, se observa que todas las variables exógenas aceptan la hipótesis nula, lo que confirma que no existe una relación de corto plazo sobre la desigualdad de ingresos (EHII). No obstante, si se aprecia una influencia de la formación bruta de capital (FBC) sobre el gasto en educación secundaria (GES) con un 1 % de significancia. Por otro lado, también se observa que el índice EHII y el gasto en educación secundaria afectan al gasto público en educación terciaria (GET) con un 5 % y 1 % de significancia respectivamente.

Tabla 6.22: Test de Wald OLS, dos rezagos

Variables causadas	Variables causales			
	Δ EHII	Δ FBC	Δ GES	Δ GET
Δ EHII	-	0,278	0,030	0,051
Δ FBC	1,637	-	0,913	0,527
Δ GES	0,295	18,736***	-	5,490*
Δ GET	8,869**	2,700	86,235***	-

6.5.2.2. FMOLS

En Tabla 6.23 no se observa influencia de corto plazo sobre la desigualdad de ingresos (EHII). Sin embargo, si se aprecia que el gasto en educación secundaria y el índice EHII afectan al gasto en educación terciaria con un nivel de significancia del 1 % y 5 % respectivamente. Por otra parte, el gasto en educación secundaria se ve afectado por la formación bruta de capital con un 1 % de significancia.

Tabla 6.23: Test de Wald FMOLS, dos rezagos

Variables causadas	Variables causales			
	Δ EHII	Δ FBC	Δ GES	Δ GET
Δ EHII	-	0,253	0,053	0,047
Δ FBC	1,643	-	0,717	0,531
Δ GES	0,144	18,651***	-	5,934*
Δ GET	7,995**	2,867	82,559***	-

6.5.2.3. DOLS 1

En la Tabla 6.24 no se observa influencia a corto plazo de las variables del modelo sobre la desigualdad de ingresos (EHII). El gasto en educación terciaria (GET) se ve afectado por la formación bruta de capital (FBC) con una significancia del 1 %. Además, el índice de EHII y el gasto en educación secundaria (GES) influyen al gasto en educación terciaria con un 5 % y 1 % de significancia respectivamente.

Tabla 6.24: Test de Wald DOLS 1, dos rezagos

Variables causadas	Variables causales			
	Δ EHII	Δ FBC	Δ GES	Δ GET
Δ EHII	-	0,607	0,024	0,024
Δ FBC	1,373	-	1,217	0,444
Δ GES	0,067	16,235***	-	7,488**
Δ GET	6,797**	2,763	86,638***	-

6.5.3. Resumen gráfico causalidad a corto plazo

Para más detalles, los hallazgos en la prueba Wald respecto a la causalidad a corto plazo se resumen en la [Figura 6.1](#) y [Figura 6.2](#) para cada modelo correspondiente. Cabe señalar que la dirección \longrightarrow representa la causalidad unidireccional y \longleftrightarrow representa la causalidad bidireccional.

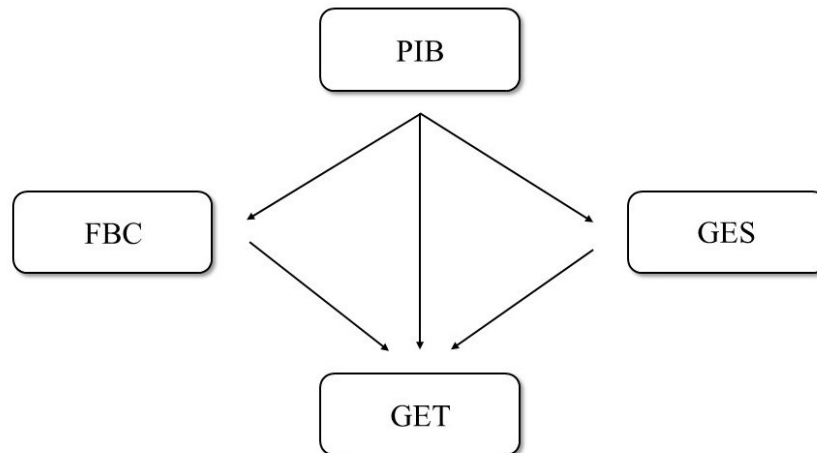


Figura 6.1: Causalidad a corto plazo modelo PIB

(Fuente: Elaboración propia)

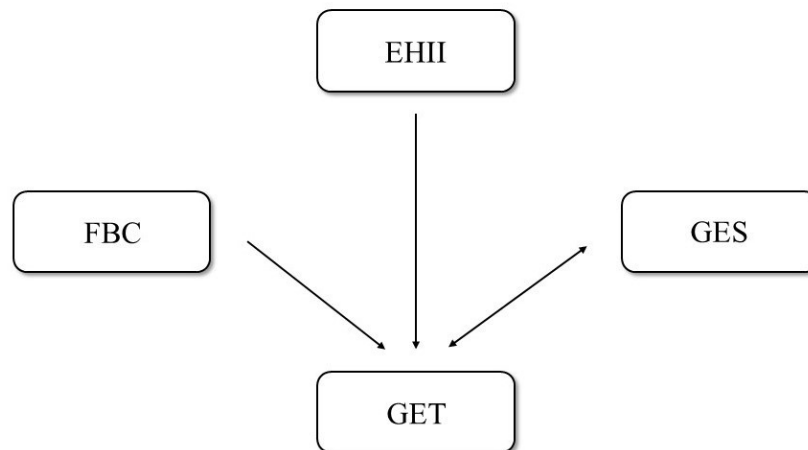


Figura 6.2: Causalidad a corto plazo modelo EHII

(Fuente: Elaboración propia)

6.6. Análisis complementario

Debido a la relación de largo plazo hallada en la estimación por medio de OLS con respecto al modelo de crecimiento económico, se procedió a analizar el comportamiento de dicha relación de manera grupal y para cada país.

Los resultados de la estimación por OLS para el grupo de los países de la OCDE (Ver Tabla 6.25), indican que las variables gasto en educación secundaria y PIB tienen un efecto positivo y significativo a largo plazo sobre el gasto en educación terciaria al nivel de 1 %. Por lo cual, un aumento en el PIB conduce a mayor gasto en educación terciaria. Respecto a la variable correspondiente a FBC, se observa una relación negativa sobre el gasto en educación terciaria con un nivel de significancia del 1 %. Esto implica que a mayor inversión en capital físico menor es el gasto en educación terciaria.

Tabla 6.25: Resultados de la regresión GET

Método	PIB		GES		FBC		R ²
	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad	
OLS	1,615***	0,000	0,427***	0,000	-0,631***	0,000	0,952

Posteriormente, se realizó la prueba de causalidad con uno y dos rezagos respecto al nuevo modelo analizado a fin de confirmar los resultados obtenidos anteriormente. La Tabla 6.26 muestra efectivamente que existe una relación a largo plazo entre las variables independientes y el gasto en educación terciaria con un nivel de significancia de 1 %. Por tanto, se puede proceder con el análisis para cada país.

Tabla 6.26: VECM OLS, uno y dos rezagos

Variables Independientes	Variables Dependientes							
	Δ GET		Δ FBC		Δ GES		Δ GDP	
	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag	1 Lag	2 Lag
Δ GET(-1)	-0,229***	-0,120**	0,046	0,014	-0,017	0,011	0,008	0,003
Δ FBC(-1)	0,117***	0,035	-0,002	0,105	-0,095	-0,039	-0,026	-0,023
Δ GES(-1)	-0,147***	-0,424***	-0,046	-0,036	-0,255***	-0,384***	0,007	0,023
Δ PIB(-1)	0,071**	0,356	1,130***	1,128***	1,087***	0,738***	0,372*	0,446**
Δ GET(-2)	-	-0,049	-	-0,020	-	-0,046	-	-0,003
Δ FBC(-2)	-	0,216*	-	-0,153*	-	0,083	-	-0,035
Δ GES(-2)	-	0,043	-	-0,037	-	-0,027	-	0,005
Δ PIB(-2)	-	-0,988***	-	-0,252	-	0,040	-	-0,103
ECM	-0,052***	-0,068***	-0,056***	-0,058***	0,025	0,068***	-0,008	-0,016

La Tabla 6.27 muestra los resultados de la estimación por OLS para cada país de la OCDE. Respecto a los estimadores de la variable PIB resultan ser estadísticamente significativa para 18 países de la OCDE, de los cuales 13 rechazan la hipótesis nula con un nivel de significancia al 1 %, 4 rechazan con un nivel de 5 % y 1 rechaza con nivel de 10 %. Además, se muestra coherencia en la relación estimada ya que los coeficientes sugieren un impacto positivo sobre el gasto en educación terciaria. Por otro lado, los estimadores de la variable GES resultan ser estadísticamente significativa solo para 10 países, de los cuales 5 rechazan la hipótesis nula con 1 % de significancia, 4 rechazan con 5 % y 1 rechaza con 10 %. De acuerdo con el coeficiente de estos países, se puede observar que existe un efecto positivo por toda la muestra menos en Luxemburgo, en el cual el impacto es negativo. Finalmente, la variable FBC resulta ser estadísticamente significativa para 8 países, de los cuales 3 rechazan la hipótesis nula con un nivel de significancia de 1 %, 3 con un nivel de 5 % y 2 rechazan con 10 %. En cuanto al signo del coeficiente, se puede ver que coinciden negativamente en 6 países, mientras que el efecto positivo se observa solo en 2 países.

Tabla 6.27: Estimadores FMOLS para cada país

País	Coeficiente		
	PIB	GES	FBC
AUS	5,071***	-0,646	-3,161**
AUT	2,444***	-0,293	-0,091
CHL	2,409***	0,068	-1,447***
CHE	3,713**	-0,483	-2,082
CZE	1,901***	0,030	-0,415
EST	2,006***	-0,383	-0,608*
FIN	3,321***	-0,128	-1,345***
FRA	0,144	0,747	1,186
GRC	3,660***	0,022	-0,133
IRL	0,685**	0,688***	-0,023
ITA	2,509***	-0,110	-0,563
JPN	0,051	1,762***	-0,071
KOR	0,840**	1,267***	-1,132***
LTU	1,903***	-0,110	-0,542*
LUX	2,182***	-0,616**	1,055**
LVA	1,773***	-0,280	-0,283
MEX	-0,100	0,939***	0,457
NOR	1,732***	0,614**	-0,714**
PRT	0,786*	0,671***	0,042
SVK	1,277***	0,095*	-0,074
SWE	1,975**	0,443**	-0,748
TUR	0,012	0,273**	0,931**
USA	0,180	-0,424	0,140

La [Figura 6.3](#) muestra los coeficientes de la estimación frente al PIB per cápita de cada país que resultaron ser estadísticamente significativos en la relación de largo plazo. En este sentido, la tendencia de los países con mayor PIB a invertir más en educación terciaria no aparece tan claramente en función de los coeficientes debido a Luxemburgo, Noruega, Irlanda y Francia. Los países que se encuentran en una zona de PIB per cápita bajo a 35.000 dólares, muestran coeficientes relativamente bajos que varían entre 0,8-2,4. Por otra parte, los países que se encuentra en una zona de PIB per cápita entre 80.000 y 60.000 dólares muestran estimadores superiores a 2,4 a excepción de Francia y Suecia que mantienen

coeficientes bajos. La última zona de PIB per cápita que supera los 60.000 dólares muestra estimadores dispersos, donde Suiza tiende a seguir la tendencia descrita anteriormente, sin embargo, Irlanda, Noruega y Luxemburgo mantienen coeficientes relativamente bajos.

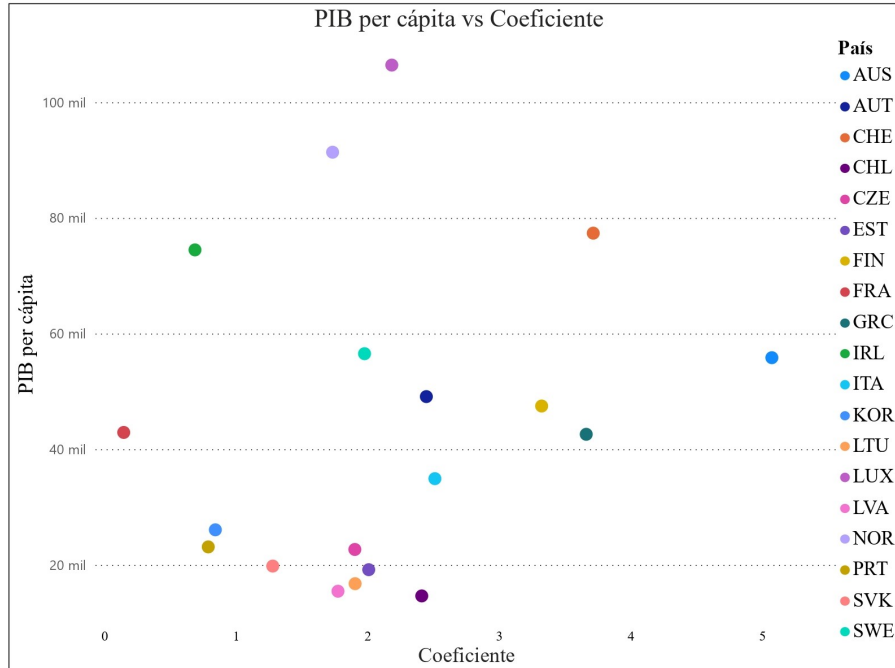


Figura 6.3: PIB per cápita vs coeficiente

(Fuente: Elaboración Propia)

La [Figura 6.4](#) muestra los coeficientes de la estimación frente al gasto en educación secundaria (GES) de cada país que resultaron ser estadísticamente significativos en la relación de largo plazo. En este caso, los países muestran estimadores dispersos por lo que no resulta evidente que las economías que invierten más en educación secundaria también lo hagan en la educación terciaria.

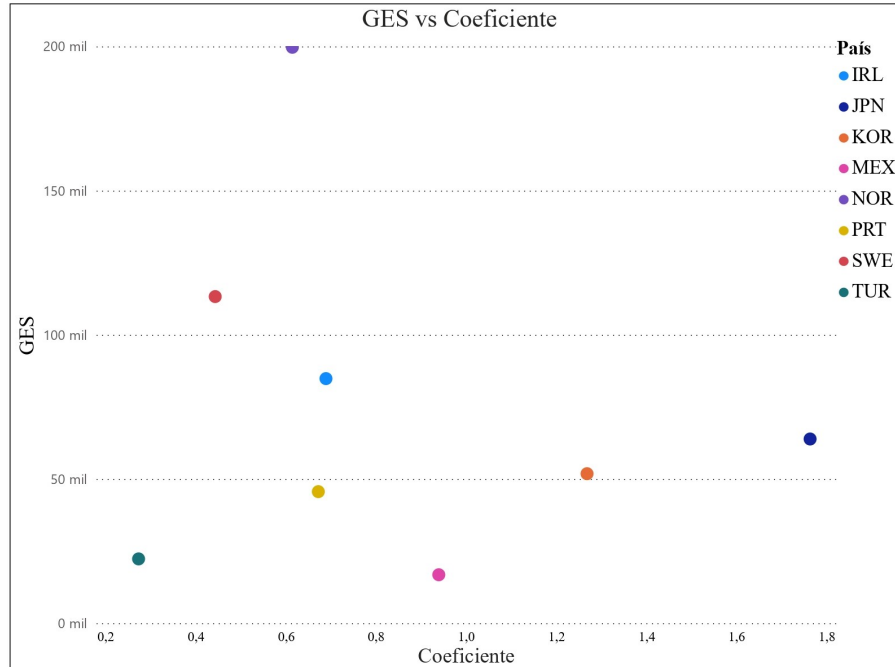


Figura 6.4: GES per cápita vs coeficiente

(Fuente: Elaboración Propia)

La [Figura 6.5](#) muestra los coeficientes de la estimación frente a la formación bruta de capital (FCB) de cada país que resultaron ser estadísticamente significativos en la relación de largo plazo. En este sentido, el efecto negativo de FBC a GET se observa claramente para todos los países a excepción de Noruega al mantener una elevada inversión en capital sin disminuir el gasto en educación terciaria.

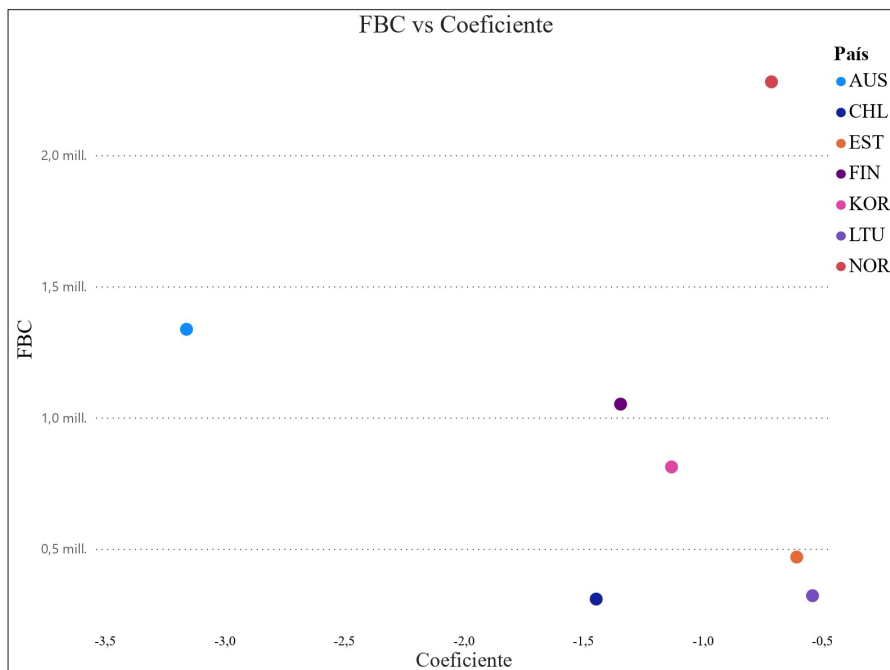


Figura 6.5: FBC per cápita vs coeficiente

(Fuente: Elaboración Propia)

7 | CONCLUSIÓN

El presente documento tuvo como objeto de estudio proporcionar evidencia empírica sobre el impacto del gasto educativo tanto en el crecimiento económico como en la desigualdad de ingresos para los países de la OCDE, durante el periodo de 1960-2017. En concreto, se planteó examinar el gasto en educación de acuerdo con el nivel secundario y terciario, con el fin de ilustrar los efectos de los diferentes niveles de educación en las variables de estudio.

En primer lugar, se analizó la presencia de raíz unitaria a partir de diversas pruebas para los modelos con intercepto individual, intercepto y tendencia individual, y sin intercepto ni tendencia. En este último caso, los resultados de las pruebas Levin, Lin y Chu (LLC), Fisher tipo ADF (ADF) y Fisher tipo PP (PP) presentan evidencia estadística sobre la no estacionariedad en cada una de las series de tiempo en niveles. No obstante, en primeras diferencias si presentan estacionariedad. En consecuencia, las variables en logaritmo natural de crecimiento económico, desigualdad de ingresos, formación bruta de capital y gasto público en educación secundaria y terciaria son integradas de orden uno, $I(1)$.

En segundo lugar, la relación a largo plazo entre las series fue examinada por las pruebas de cointegración de Kao y Pedroni para los modelos con intercepto individual, intercepto y tendencia individual, y sin intercepto ni tendencia individual. De acuerdo con los resultados de la especificación del último modelo expuesto demuestran la presencia de cointegración entre todas las variables, lo cual garantiza que existe al menos una combinación lineal estacionaria entre ellas. En este contexto, se puede afirmar que existe una relación significativa a largo plazo entre las variables GES, GET, FBC y PIB como también entre las mismas variables exógenas con el índice de desigualdad EHII.

En tercer lugar, se analizó el impacto que tiene el gasto gubernamental en educación

sobre el crecimiento económico a través del modelo neoclásico aumentado de Solow. A su vez, el modelo presenta la estandarización de los factores en unidades de trabajo y la transformación en logaritmo natural para estimar los coeficientes a largo plazo por medio de los métodos OLS, FMOLS y DOLS.

En base a la regresión del crecimiento económico, los resultados indican para cada uno de los métodos de estimación que todas las variables son estadísticamente significativas al 1 %. En este contexto, al igual que en la teoría económica se puede concluir que la formación bruta de capital ejerce un efecto importante dentro del crecimiento económico. Puesto que, los resultados muestran una relación fuerte y positiva con el PIB, con coeficientes estimados similares. Por otro lado, respecto a las elasticidades del gasto en educación secundaria y terciaria se obtiene evidencia que apoya en cierta medida algunos estudios que se han analizado en capítulos anteriores, ya que ambos niveles educativos estimulan el crecimiento económico en los países de la OCDE. Sin embargo, al comparar las magnitudes de sus coeficientes, se confirma que la educación terciaria es el nivel dominante. En general, este modelo queda explicado con un R^2 (ajustado) elevado que supera el 98 %.

Adicionalmente, se utilizó una prueba de causalidad de Granger sobre la base del mecanismo de corrección de errores para analizar modelo de crecimiento económico. Comenzando con la causalidad a largo plazo, los resultados empíricos muestran que el coeficiente de corrección del error para el crecimiento del PIB resulta ser no significativo, en todos los métodos de análisis. Esto implica que las primeras diferencias de las variables de interés no producen efectos de ajustes en el largo plazo sobre el crecimiento económico. Por lo tanto, no se encuentran resultados concluyentes que reafirmen la relación de largo plazo que va desde el gasto público en educación al PIB obtenida por el vector de cointegración de datos de panel.

Respecto a la casualidad de corto plazo se observa que la única variable que afecta al crecimiento del PIB es su propio rezago. Adicionalmente, existe una causalidad unidireccional entre la formación bruta de capital y el crecimiento económico, lo cual implica que el PIB tiene efectos positivos sobre el capital y no al revés. Los resultados también revelan una fuerte evidencia de una causalidad unidireccional que se mueve desde el crecimiento económico hacia la inversión en educación secundaria al rechazar la hipótesis nula de no

causalidad con un nivel de significancia del 1 %. Esto resalta claramente el hecho de que con el aumento del PIB per cápita, aumentan los incentivos para la educación secundaria. También se rechaza la hipótesis nula de que el crecimiento económico no causa el gasto en educación terciaria, lo que significa que existe una relación causal en términos de Granger que va desde el PIB hacia el gasto educativo de nivel terciario con una significancia del 10 %.

Simultáneamente, se definió un modelo econométrico para el análisis de la desigualdad de ingresos en relación con los gastos educativos. En este caso, también se utilizaron los métodos OLS, FMOLS y DOLS para estimar el vector de cointegración o la relación de equilibrio a largo plazo. Respecto a los resultados de la regresión es posible esbozar en cada uno de los métodos de estimación que todas las variables son estadísticamente significativas al 1 %. En este sentido, se puede observar que la formación bruta de capital tiene una relación negativa con el índice de desigualdad. Esto significa que en el periodo de estudio el alto nivel en inversión de capital ha contribuido a una distribución más equitativa de los ingresos. Por otro lado, si bien la teoría marginal menciona explícitamente que en el largo plazo el gasto en educación se verá reflejado positivamente en la distribución del ingreso, lo que se obtiene por medio de la evidencia es que esto no se cumple a través de los métodos utilizados. Los resultados sugieren que un mayor gasto tanto en educación secundaria como terciaria podría conducir a mayor desigualdad de los ingresos en los países de la OCDE. Este hallazgo podría deberse a que el gasto del gobierno hacia la educación secundaria y terciaria solo otorgará beneficios a un sector de la población. Principalmente, los jóvenes provenientes de familiar más ricas que tuvieron acceso a una educación de calidad desde la etapa preescolar y primaria, podrán acceder a mayores ingresos futuros, aumentando así la desigualdad. En general, el modelo logra ser bien explicado ya que el coeficiente de determinación resultó ser superior a 89 %.

Al desarrollar el modelo de corrección de errores, para el estudio de la desigualdad de ingresos. Los resultados empíricos muestran en todos los métodos utilizados considerando uno y dos rezagos en las primeras diferencias que el coeficiente de corrección del error para el índice de desigualdad resulta ser no significativo. Esto indica que las primeras diferencias de la formación de capital y los gastos en educación no producen efectos de ajustes en el

largo plazo sobre la desigualdad de ingresos. Por lo tanto, al igual que en el modelo anterior no se encuentran resultados concluyentes que reafirmen la dirección estimada por el vector de corrección de error aplicado donde se encuentra una relación que va desde el gasto público en educación al índice EHII.

Respecto a la causalidad de corto plazo, no se logra observar influencia por parte de las primeras diferencias de las variables sobre la desigualdad de ingresos. Adicionalmente, existe una causalidad unidireccional entre el gasto en educación terciaria y la desigualdad de ingresos, lo cual implica que el índice de desigualdad tiene efectos positivos sobre el gasto educativo de nivel terciario y no al revés. Los resultados también revelan que existe una causalidad bidireccional entre el gasto en educación secundaria y el gasto en educación terciaria al rechazar la hipótesis nula de no causalidad con un nivel de significancia menor al 10 %. Esto indica claramente que es necesario invertir tanto en educación secundaria como terciaria.

A la luz de los resultados empíricos reportados, no se logra comprobar el impacto del gasto público en educación sobre la desigualdad desde el punto de vista de la distribución del ingreso. Este resultado es consistente con el argumento de Sánchez y Pérez (2018), quienes indican que el gasto en educación no está relacionado significativamente con la desigualdad de ingresos. En este sentido, aunque los coeficientes de las variables son estadísticamente significativos y tienen los signos esperados, no existe una relación causal, por lo tanto, no se puede confirmar la hipótesis de Kuznets. A su vez, tampoco se comprueba que el gasto educativo en los diferentes niveles causa crecimiento económico durante el período de estudio en los países de la OCDE. La posible causa podría ser a que la dirección de la causalidad del gasto en educación al crecimiento económico no tiene efecto inmediato, sino que se espera aproximadamente después de 5 a 6 periodos aproximadamente (Chandra, 2010). No obstante, si se puede suponer que el crecimiento del gasto en educación por parte del gobierno depende y está determinado en gran medida por el crecimiento económico. Precisamente, este resultado respalda otros estudios desarrollados por Basu y Bhattacharai (2009) y Danacica y Belascu (2010), donde identifican que la dirección de la causalidad va del crecimiento económico al gasto en educación.

Debido a lo anterior, se procedió a realizar un análisis complementario para determinar

el vector de cointegración en los países de la OCDE tanto a nivel grupal como individual. En cuanto a la relación grupal, se confirma que las variables PIB y GES tienen un efecto positivo y significativo sobre el gasto en educación terciaria, mientras que la formación bruta de capital presenta un efecto negativo. De acuerdo con el análisis individual, las estimaciones de la asociación entre el crecimiento económico y los gastos educativos en nivel terciario sugieren que para los países con ingreso per cápita inferior a 60.000 dólares, sí hace una diferencia el nivel de producción en la inversión en educación a excepción de Suiza y Francia. Sin embargo, por encima de estos niveles de ingresos como es el caso de Luxemburgo, Noruega, Suecia e Irlanda, el aumento del PIB per cápita no se traduce directamente en mayores gastos en educación. De esta forma, se puede concluir un efecto de umbral una vez que se cumple con un nivel de 35.000 dólares, los países destinan una mayor proporción de su ingreso per cápita a educación. Por otro lado, los estimadores de la asociación entre el gasto en educación secundaria y terciaria son relativamente dispersos por lo que no resulta evidente que los países inviertan más recursos públicos en ambos niveles educativos. Finalmente, respecto a los estimadores del vínculo entre la formación de capital y el gasto en educación terciaria si muestran claramente la relación inversa entre las variables a excepción de Noruega.

Dado que el análisis está restringido en razón de la disponibilidad de los datos, un factor técnico que podría dar un valor significativo a estudios posteriores sería la utilización de un panel balanceado. Además, en cuanto a la información disponible se recomienda la utilización de la población activa y el stock de capital en vez de la población total y la formación bruta de capital respectivamente, puesto que son las variables originales en el modelo de crecimiento desarrollado por Solow. También podrían llevarse a cabo, por ejemplo, la introducción de metodologías alternativas al estudio de causalidad de Granger, ya que el trabajo se limita a esta única técnica analítica.

En el futuro, este estudio podría extenderse para incluir variables de calidad de educación puesto que teóricamente, se sostiene que un aumento en el gasto público educativo puede no afectar directamente la variable de calidad. Resulta importante también incluir el gasto en niveles educacionales inferiores a los vistos, puesto que la infancia temprana es donde los niños desarrollan mayormente sus habilidades cognitivas, que serán las

herramientas para obtener mayores ingresos futuros.



Bibliografía

- Acemoglu, D. (1997). Matching, heterogeneity, and the evolution of income distribution. *Journal of Economic Growth*, 2(1), 61-92.
- Aghion, P., Ljungqvist, L., Howitt, P., Howitt, P. W., Brant-Collett, M., & García-Peñalosa, C. (1998). *Endogenous growth theory*. MIT press.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1996). Income distribution, political instability, and investment. *European economic review*, 40(6), 1203-1228.
- Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. *The quarterly journal of economics*, 109(2), 465-490.
- Beyzatlar, M. A., Karacal, M., & Yetkiner, H. (2014). Granger-causality between transportation and GDP: A panel data approach. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 63, 43-55.
- Barceinas Paredes, F. (2001). *Capital humano y rendimientos de la educación en México*. Universitat Autònoma de Barcelona. Departament d'Economia Aplicada.
- Benabou, R. (1996). Inequality and growth. *NBER macroeconomics annual*, 11, 11-74.
- Bourguignon, F. (1990). Growth and inequality in the dual model of development: the role of demand factors. *The Review of Economic Studies*, 57(2), 215-228.
- Chandra, A. (2010). *Does government expenditure on education promote economic growth? an econometric analysis*. University Library of Munich, Germany.

- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of international money and Finance*, 20(2), 249-272.
- Clerx, A., and Yang, C. (2014). The impact of public tertiary education expenditure on income inequality across OECD countries.
- Danacica, D. E., Belascu, L., & Ilie, L. (2010). The interactive causality between higher education and economic growth in Romania. *International Review of Business Research Papers*, 6(4), 491-500.
- De la Paloma, V., Maeztu, R., & Gargallo, P. (2005). *Crecimiento económico y desarrollo*. Recuperado de: <http://www.ecobachillerato.com/temaseco/temas/tema13desarrollo.pdf>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Entorf, H. (1997). Random walks with drifts: Nonsense regression and spurious fixed-effect estimation. *Journal of Econometrics*, 80(2), 287-296.
- Forbes, K. J. (2000). A reassessment of the relationship between inequality and growth. *American economic review*, 90(4), 869-887.
- Galbraith, J. K., & Berner, M. (Eds.). (2004). *Desigualdad y cambio industrial* (Vol. 9). Ediciones AKAL.
- Gujarati, D., & Porter, D. (2010). *Econometría* (5ta. edición ed.). México DF: Mc Graw Hill.
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, 3(2), 148-161.
- Helpman, E. (2009). *The mystery of economic growth*. Harvard University Press
- m, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74.

- Jiménez, F. (2001). Macroeconomía: enfoques y modelos. Tomo I. *Libros PUCP/PUCP Books*.
- Judson, R. (1996). *Do Low Human Capital Coefficients Make Sense?: A Puzzle and Some Answers*. Division of Research and Statistics, Division of Monetary Affairs, Federal Reserve Board.
- Kao, C., & Chiang, M. (2000). On the inference of a cointegrating regression in panel data. *Advances in econometrics*, 15(1), 179-222.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*, 90(1), 1-44.
- Keller, K. R. (2010). How can education policy improve income distribution? An empirical analysis of education stages and measures on income inequality. *The Journal of Developing Areas*, 51-77.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28. Recuperado de: <https://doi.org/10.2307/2118443>.
- Krugman, P. R., & Wells, R. (2006). *Introducción a la economía: microeconomía*. Reverté.
- Lazear, E. P., & Rosen, S. (1981). Rank-order tournaments as optimum labor contracts. *Journal of political Economy*, 89(5), 841-864.
- Levin, A. and Lin, C.F. (1992). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. UC San Diego Working Paper 92-23.
- Levin, A. and C.F. Lin (1993). Unit Root Tests in Panel Data: New Results. UC San Diego Working Paper 93-56.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.
- Li, H., & Zou, H. F. (1998). Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence. *Review of development economics*, 2(3), 318-334.

- Lucas, R. E. (1998). On the mechanics of economic development. *Econometric Society Monographs*, 29, 61-70.
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 631-652.
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 107(2), 407-437.
- Mallick, L., Das, P. K., & Pradhan, K. C. (2016). Impact of educational expenditure on economic growth in major Asian countries: Evidence from econometric analysis. *Theoretical & Applied Economics*, 23(2).
- Mankiw, G. (2006). Macroeconomía, (6ta edición), ed. *Antoni Bosch, España*.
- Martín, M. Á. G. (2011). Crecimiento económico. ICE, *Revista de Economía*, (858).
- Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of political economy*, 66(4), 281-302.
- Morettini, M. (2009). El modelo de crecimiento de Solow.
- Montero, R. (2013). Variables no estacionarias y cointegración. *Documentos de Trabajo en Economía Aplicada. España: Universidad de Granada*.
- Murphy, K. M., Shleifer, A., & Vishny, R. (1989). Income distribution, market size, and industrialization. *The Quarterly Journal of Economics*, 104(3), 537-564.
- OECD. Publishing. (2015). In It Together: Why Less Inequality Benefits All. OECD Publishing. Recuperado de: <http://www.oecd.org/social/in-it-together-why-less-inequality-benefits-all-9789264235120-en.htm>.
- OECD (2018), Education at a Glance 2018: OECD Indicators, OECD Publishing. Recuperado de: [doi:10.1787/eag-2018-en](https://doi.org/10.1787/eag-2018-en).

- Okun, A. M.(1975). *Equality and Efficiency: The Big Trade-Off*, Washington, DC. Brookings Institution.
- Parkin, M., Esquivel, G., & Muñoz, M. (2007). *Macroeconomía: versión para latinoamérica*. Pearson educación.
- Pearce, D. W. (1999). *Diccionario Akal de economía moderna* (Vol. 21). Ediciones Akal.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 653-670.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric theory*, 20(3), 597-625.
- Persson, T., & Tabellini, G. (1994). Is inequality harmful for growth?. *The American economic review*, 600-621.
- Perotti, R. (1993). Political equilibrium, income distribution, and growth. *The Review of Economic Studies*, 60(4), 755-776.
- Perotti, R. (1996). Growth, income distribution, and democracy: What the data say. *Journal of Economic growth*, 1(2), 149-187.
- Petrakis, P. E., & Stamatakis, D. (2002). Growth and educational levels: a comparative analysis. *Economics of Education Review*, 21(5), 513-521.
- Phillips, P. C., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Phillips, P. C., & Moon, H. R. (1999). Linear regression limit theory for nonstationary panel data. *Econometrica*, 67(5), 1057-1111.
- Phillips, P. C., & Moon, H. R. (2000). Nonstationary panel data analysis: an overview of some recent developments. *Econometric reviews*, 19(3), 263-286.

- PNUD (Programa de las naciones unidas para el Desarrollo). (2016). *Informe sobre Desarrollo Humano. Desarrollo humano para todas las personas*. Recuperado de: http://hdr.undp.org/sites/default/files/hdr_2016_report_spanish_web.pdf.
- RICARDO, David. (1973). Principios de Economía política y tributación. México, Fondo de Cultura Económica.
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic Growth* McGraw-Hill. *New York*.
- Rebeco, J. E. D. G. (2007). *Macroeconomía Intermedia*. Pearson Educación.
- Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of political economy*, 94(5), 1002-1037.
- Saikkonen, P. (1991). Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions. *Econometric theory*, 7(1), 1-21.
- Sala-i-Martin, X. (2000). *Apuntes de crecimiento económico*. Antoni Bosch Editor.
- Sánchez, Á., & Pérez-Corral, A. L. (2018). Government Social Expenditure and Income Inequalities in the European Union. *Hacienda Pública Española*, 227(4), 133-156.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American economic review*, 1-17
- Schultz, T. W. (1963). *The economic value of education*. Columbia University Press.
- Smith, A. (1794). *La riqueza de las naciones*. Oficina de Viuda e Hijos de Santander. Valladolid 1794.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 70(1), 65-94.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 783-820.
- Sukiassyan, G. (2007). Inequality and growth: What does the transition economy data say?. *Journal of comparative economics*, 35(1), 35-56.

- Sylwester, K. (2002). Can education expenditures reduce income inequality?. *Economics of education review*, 21(1), 43-52.
- Tachibanaki, T. (2005). *Confronting Income Inequality in Japan - A Comparative Analysis of Causes, Consequences, and Reform*, MIT Press.
- Thomas, R. (1806). Malthus, An Essay on the Principle of Population, 2 vols. *London: J. Johnson*, 498-499.
- Wang, Y., & Liu, S. (2016). Education, Human Capital and Economic Growth: Empirical Research on 55 Countries and Regions (1960-2009). *Theoretical Economics Letters*, 6(02), 347.
- Wooldridge, J. M. (2006). *Introducción a la econometría: un enfoque moderno*. Editorial Paraninfo.

A | ANEXOS

Pool unit root test: Summary
 Series: LNPIB_AUS, LNPIB_AUT, LNPIB_CHL, LNPIB_CHE, LNPIB_CZE,
 LNPIB_EST, LNPIB_FIN, LNPIB_FRA, LNPIB_GRC, LNPIB_IRL,
 LNPIB_ITA, LNPIB_JPN, LNPIB_KOR, LNPIB_LTU, LNPIB_LUX,
 LNPIB_LVA, LNPIB_MEX, LNPIB_NOR, LNPIB_PRT, LNPIB_SVK,
 LNPIB_SWE, LNPIB_TUR, LNPIB_USA
 Date: 09/18/19 Time: 00:07
 Sample: 1960 2017
 Exogenous variables: None
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 2
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	17.2817	1.0000	23	1098
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
ADF - Fisher Chi-square	0.20039	1.0000	23	1098
PP - Fisher Chi-square	0.05132	1.0000	23	1114

Figura A.1: Test raíz unitaria PIB en niveles sin intercepto individual ni tendencia

Pool unit root test: Summary
 Series: LNPIB_AUS, LNPIB_AUT, LNPIB_CHL, LNPIB_CHE, LNPIB_CZE,
 LNPIB_EST, LNPIB_FIN, LNPIB_FRA, LNPIB_GRC, LNPIB_IRL,
 LNPIB_ITA, LNPIB_JPN, LNPIB_KOR, LNPIB_LTU, LNPIB_LUX,
 LNPIB_LVA, LNPIB_MEX, LNPIB_NOR, LNPIB_PRT, LNPIB_SVK,
 LNPIB_SWE, LNPIB_TUR, LNPIB_USA
 Date: 09/18/19 Time: 00:07
 Sample: 1960 2017
 Exogenous variables: None
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 4
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-13.4084	0.0000	23	1078
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
ADF - Fisher Chi-square	283.791	0.0000	23	1078
PP - Fisher Chi-square	301.128	0.0000	23	1091

Figura A.2: Test raíz unitaria PIB en primeras diferencias sin intercepto individual ni tendencia

Pool unit root test: Summary
 Series: LNEHII_AUS, LNEHII_AUT, LNEHII_CHL, LNEHII_CHE,
 LNEHII_CZE, LNEHII_EST, LNEHII_FIN, LNEHII_FRA, LNEHII_GRC,
 LNEHII_IRL, LNEHII_ITA, LNEHII_JPN, LNEHII_KOR, LNEHII_LTU,
 LNEHII_LUX, LNEHII_LVA, LNEHII_MEX, LNEHII_NOR, LNEHII_PRT,
 LNEHII_SVK, LNEHII_SWE, LNEHII_TUR, LNEHII_USA
 Date: 09/18/19 Time: 00:08
 Sample: 1960 2017
 Exogenous variables: None
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 2
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	2.76934	0.9972	23	918
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
ADF - Fisher Chi-square	17.2924	1.0000	23	918
PP - Fisher Chi-square	17.3871	1.0000	23	930

Figura A.3: Test raíz unitaria EHII en niveles sin intercepto individual ni tendencia

Pool unit root test: Summary
 Series: LNEHII_AUS, LNEHII_AUT, LNEHII_CHL, LNEHII_CHE,
 LNEHII_CZE, LNEHII_EST, LNEHII_FIN, LNEHII_FRA, LNEHII_GRC,
 LNEHII_IRL, LNEHII_ITA, LNEHII_JPN, LNEHII_KOR, LNEHII_LTU,
 LNEHII_LUX, LNEHII_LVA, LNEHII_MEX, LNEHII_NOR, LNEHII_PRT,
 LNEHII_SVK, LNEHII_SWE, LNEHII_TUR, LNEHII_USA
 Date: 09/18/19 Time: 00:09
 Sample: 1960 2017
 Exogenous variables: None
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-29.5637	0.0000	23	883
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
ADF - Fisher Chi-square	985.845	0.0000	23	883
PP - Fisher Chi-square	1069.82	0.0000	23	888

Figura A.4: Test raíz unitaria EHII en primeras diferencias sin intercepto individual ni tendencia

Pool unit root test: Summary
 Series: LNFBC_AUS, LNFBC_AUT, LNFBC_CHL, LNFBC_CHE,
 LNFBC_CZE, LNFBC_EST, LNFBC_FIN, LNFBC_FRA, LNFBC_GRC,
 LNFBC_IRL, LNFBC_ITA, LNFBC_JPN, LNFBC_KOR, LNFBC_LTU,
 LNFBC_LUX, LNFBC_LVA, LNFBC_MEX, LNFBC_NOR, LNFBC_PRT,
 LNFBC_SVK, LNFBC_SWE, LNFBC_TUR, LNFBC_USA
 Date: 09/18/19 Time: 00:10
 Sample: 1960 2017
 Exogenous variables: None
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 2
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	5.95526	1.0000	23	1053
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
ADF - Fisher Chi-square	3.38340	1.0000	23	1053
PP - Fisher Chi-square	1.82657	1.0000	23	1073

Figura A.5: Test raíz unitaria FBC en niveles sin intercepto individual ni tendencia

Pool unit root test: Summary
 Series: LNFBC_AUS, LNFBC_AUT, LNFBC_CHL, LNFBC_CHE,
 LNFBC_CZE, LNFBC_EST, LNFBC_FIN, LNFBC_FRA, LNFBC_GRC,
 LNFBC_IRL, LNFBC_ITA, LNFBC_JPN, LNFBC_KOR, LNFBC_LTU,
 LNFBC_LUX, LNFBC_LVA, LNFBC_MEX, LNFBC_NOR, LNFBC_PRT,
 LNFBC_SVK, LNFBC_SWE, LNFBC_TUR, LNFBC_USA
 Date: 09/18/19 Time: 00:11
 Sample: 1960 2017
 Exogenous variables: None
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 2
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-21.4176	0.0000	23	1040
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
ADF - Fisher Chi-square	534.908	0.0000	23	1040
PP - Fisher Chi-square	558.991	0.0000	23	1049

Figura A.6: Test raíz unitaria FBC en primeras diferencias sin intercepto individual ni tendencia

Pool unit root test: Summary
 Series: LNGES_AUS, LNGES_AUT, LNGES_CHL, LNGES_CHE,
 LNGES_CZE, LNGES_EST, LNGES_FIN, LNGES_FRA, LNGES_GRC,
 LNGES_IRL, LNGES_ITA, LNGES_JPN, LNGES_KOR, LNGES_LTU,
 LNGES_LUX, LNGES_LVA, LNGES_MEX, LNGES_NOR, LNGES_PRT,
 LNGES_SVK, LNGES_SWE, LNGES_TUR, LNGES_USA
 Date: 09/18/19 Time: 00:12
 Sample: 1960 2017
 Exogenous variables: None
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 3
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	3.91781	1.0000	23	513
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
ADF - Fisher Chi-square	18.5040	0.9999	23	513
PP - Fisher Chi-square	9.08127	1.0000	23	560

Figura A.7: Test raíz unitaria GES en niveles sin intercepto individual ni tendencia

Pool unit root test: Summary
 Series: LNGES_AUS, LNGES_AUT, LNGES_CHL, LNGES_CHE,
 LNGES_CZE, LNGES_EST, LNGES_FIN, LNGES_FRA, LNGES_GRC,
 LNGES_IRL, LNGES_ITA, LNGES_JPN, LNGES_KOR, LNGES_LTU,
 LNGES_LUX, LNGES_LVA, LNGES_MEX, LNGES_NOR, LNGES_PRT,
 LNGES_SVK, LNGES_SWE, LNGES_TUR, LNGES_USA
 Date: 09/18/19 Time: 00:13
 Sample: 1960 2017
 Exogenous variables: None
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 2
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-17.4222	0.0000	23	466
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
ADF - Fisher Chi-square	358.883	0.0000	23	466
PP - Fisher Chi-square	423.413	0.0000	23	485

Figura A.8: Test raíz unitaria GES en primeras diferencias sin intercepto individual ni tendencia

Pool unit root test: Summary
 Series: LNGET_AUS, LNGET_AUT, LNGET_CHL, LNGET_CHE,
 LNGET_CZE, LNGET_EST, LNGET_FIN, LNGET_FRA, LNGET_GRC,
 LNGET_IRL, LNGET_ITA, LNGET_JPN, LNGET_KOR, LNGET_LTU,
 LNGET_LUX, LNGET_LVA, LNGET_MEX, LNGET_NOR, LNGET_PRT,
 LNGET_SVK, LNGET_SWE, LNGET_TUR, LNGET_USA
 Date: 09/18/19 Time: 00:13
 Sample: 1960 2017
 Exogenous variables: None
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 2
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	8.69051	1.0000	23	553
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
ADF - Fisher Chi-square	4.63578	1.0000	23	553
PP - Fisher Chi-square	3.34595	1.0000	23	580

Figura A.9: Test raíz unitaria GET en niveles sin intercepto individual ni tendencia

Pool unit root test: Summary
 Series: LNGET_AUS, LNGET_AUT, LNGET_CHL, LNGET_CHE,
 LNGET_CZE, LNGET_EST, LNGET_FIN, LNGET_FRA, LNGET_GRC,
 LNGET_IRL, LNGET_ITA, LNGET_JPN, LNGET_KOR, LNGET_LTU,
 LNGET_LUX, LNGET_LVA, LNGET_MEX, LNGET_NOR, LNGET_PRT,
 LNGET_SVK, LNGET_SWE, LNGET_TUR, LNGET_USA
 Date: 09/18/19 Time: 00:14
 Sample: 1960 2017
 Exogenous variables: None
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-19.5488	0.0000	23	484
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
ADF - Fisher Chi-square	392.994	0.0000	23	484
PP - Fisher Chi-square	483.399	0.0000	23	500

Figura A.10: Test raíz unitaria GET en primeras diferencias sin intercepto individual ni tendencia

Pedroni Residual Cointegration Test
 Series: LNPIB_? LNFBC_? LNGES_? LNGET_?
 Date: 09/18/19 Time: 00:15
 Sample: 1960 2017
 Included observations: 58
 Cross-sections included: 23 in non-parametric (PP) test; 20 (3 dropped) parametric (ADF) test
 Null Hypothesis: No cointegration
 Trend assumption: No deterministic intercept or trend
 Automatic lag length selection based on SIC with lags from 0 to 9
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Alternative hypothesis: common AR coeffs. (within-dimension)

	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	-0.436700	0.6688	-1.766850	0.9614
Panel rho-Statistic	-1.313593	0.0945	-0.456146	0.3241
Panel PP-Statistic	-2.070338	0.0192	-1.039551	0.1493
Panel ADF-Statistic	0.298644	0.6174	0.014914	0.5059

Alternative hypothesis: individual AR coeffs. (between-dimension)

	Statistic	Prob.
Group rho-Statistic	0.710746	0.7614
Group PP-Statistic	-2.408099	0.0080
Group ADF-Statistic	-2.766511	0.0028

Figura A.11: Test de cointegración sin intercepto ni tendencia (variable dependiente PIB)

Pedroni Residual Cointegration Test
 Series: LNEHII_? LNFBC_? LNGES_? LNGET_?
 Date: 09/18/19 Time: 00:16
 Sample: 1960 2017
 Included observations: 58
 Cross-sections included: 23 in non-parametric (PP) test; 19 (4 dropped) parametric (ADF) test
 Null Hypothesis: No cointegration
 Trend assumption: No deterministic intercept or trend
 Automatic lag length selection based on SIC with lags from 0 to 9
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Alternative hypothesis: common AR coeffs. (within-dimension)

	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	-3.583350	0.9998	-3.690044	0.9999
Panel rho-Statistic	-1.173024	0.1204	-1.292617	0.0981
Panel PP-Statistic	-1.823601	0.0341	-1.378303	0.0841
Panel ADF-Statistic	-1.516670	0.0647	-1.229795	0.1094

Alternative hypothesis: individual AR coeffs. (between-dimension)

	Statistic	Prob.
Group rho-Statistic	1.411771	0.9210
Group PP-Statistic	-1.403475	0.0802
Group ADF-Statistic	-3.916315	0.0000

Figura A.12: Test de cointegración sin intercepto ni tendencia (variable dependiente EHII)

Dependent Variable: LNPIB_?
 Method: Pooled Least Squares
 Date: 09/18/19 Time: 00:20
 Sample (adjusted): 1970 2016
 Included observations: 47 after adjustments
 Cross-sections included: 23
 Total pool (unbalanced) observations: 623

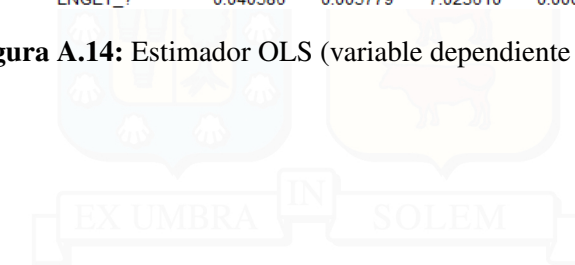
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNFBC_?	0.512012	0.016296	31.41907	0.0000
LNGES_?	0.099920	0.014609	6.839494	0.0000
LNGET_?	0.196715	0.011797	16.67443	0.0000

Figura A.13: Estimador OLS (variable dependiente PIB)

Dependent Variable: LNEHII_?
 Method: Pooled Least Squares
 Date: 09/18/19 Time: 00:20
 Sample (adjusted): 1970 2015
 Included observations: 46 after adjustments
 Cross-sections included: 23
 Total pool (unbalanced) observations: 555

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNFBFC_?	-0.080867	0.007747	-10.43808	0.0000
LNGES_?	0.035807	0.007198	4.974671	0.0000
LNGET_?	0.040586	0.005779	7.023610	0.0000

Figura A.14: Estimador OLS (variable dependiente EHII)



Dependent Variable: LNPIB_?
 Method: Pooled Least Squares
 Date: 09/18/19 Time: 00:19
 Sample (adjusted): 1971 2016
 Included observations: 46 after adjustments
 Cross-sections included: 23
 Total pool (unbalanced) observations: 538

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNFBFC_?	0.524529	0.017457	30.04698	0.0000
LNGES_?	0.081101	0.016269	4.985100	0.0000
LNGET_?	0.206054	0.012677	16.25408	0.0000
D(LNFBFC_?)	-0.119860	0.038200	-3.137697	0.0018
D(LNGES_?)	-0.142979	0.032064	-4.459161	0.0000
D(LNGET_?)	-0.074678	0.026577	-2.809872	0.0051

Figura A.15: Estimador FMOLS (variable dependiente PIB)

Dependent Variable: LNEHII_?
 Method: Pooled Least Squares
 Date: 09/18/19 Time: 00:19
 Sample (adjusted): 1971 2015
 Included observations: 45 after adjustments
 Cross-sections included: 23
 Total pool (unbalanced) observations: 480

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNFBFC_?	-0.088284	0.008286	-10.65524	0.0000
LNGES_?	0.040808	0.008015	5.091173	0.0000
LNGET_?	0.043675	0.006261	6.976120	0.0000
D(LNFBFC_?)	-0.008864	0.018554	-0.477714	0.6331
D(LNGES_?)	-0.044024	0.016418	-2.681515	0.0076
D(LNGET_?)	-0.013271	0.013140	-1.009967	0.3131

Figura A.16: Estimador FMOLS (variable dependiente EHII)

Dependent Variable: LNPIB_?
 Method: Pooled Least Squares
 Date: 09/18/19 Time: 00:19
 Sample (adjusted): 1972 2015
 Included observations: 43 after adjustments
 Cross-sections included: 23
 Total pool (unbalanced) observations: 396

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNFBFC_?	0.569019	0.019117	29.76552	0.0000
LNGES_?	0.050600	0.019020	2.660405	0.0082
LNGET_?	0.218910	0.014374	15.22926	0.0000
D(LNFBFC_?)	-0.133806	0.042514	-3.147363	0.0018
D(LNFBFC_?(-1))	-0.159758	0.038866	-4.110512	0.0000
D(LNFBFC_?(1))	0.209127	0.040878	5.115858	0.0000
D(LNGES_?)	-0.133628	0.039320	-3.398505	0.0008
D(LNGES_?(1))	-0.112766	0.038572	-2.923494	0.0037
D(LNGES_?(-1))	-0.094923	0.032207	-2.947275	0.0034
D(LNGET_?)	-0.116007	0.032525	-3.566713	0.0004
D(LNGET_?(-1))	-0.048849	0.026847	-1.819553	0.0697
D(LNGET_?(1))	0.055492	0.031143	1.781842	0.0756

Figura A.17: Estimador DOLS 1 (variable dependiente PIB)

Dependent Variable: LNEHII_?
 Method: Pooled Least Squares
 Date: 09/18/19 Time: 00:18
 Sample (adjusted): 1972 2014
 Included observations: 42 after adjustments
 Cross-sections included: 23
 Total pool (unbalanced) observations: 354

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNFBFC_?	-0.100713	0.009006	-11.18305	0.0000
LNGES_?	0.042001	0.009115	4.607907	0.0000
LNGET_?	0.056807	0.006810	8.342210	0.0000
D(LNFBFC_?)	0.023208	0.021289	1.090111	0.2765
D(LNFBFC_?(-1))	-0.034879	0.018909	-1.844549	0.0660
D(LNFBFC_?(1))	-0.062795	0.020293	-3.094363	0.0021
D(LNGES_?)	-0.024904	0.019477	-1.278648	0.2020
D(LNGES_?(1))	0.004779	0.018708	0.255457	0.7985
D(LNGES_?(-1))	-0.028389	0.015695	-1.808805	0.0714
D(LNGET_?)	-0.041676	0.016105	-2.587730	0.0101
D(LNGET_?(-1))	5.02E-05	0.013008	0.003856	0.9969
D(LNGET_?(1))	0.008816	0.015229	0.578913	0.5631

Figura A.18: Estimador DOLS 1 (variable dependiente EHII)

Dependent Variable: LNPIB_?
 Method: Pooled Least Squares
 Date: 09/18/19 Time: 00:17
 Sample (adjusted): 1973 2014
 Included observations: 39 after adjustments
 Cross-sections included: 23
 Total pool (unbalanced) observations: 301

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNFBFC_?	0.583520	0.020800	28.05428	0.0000
LNGES_?	0.104472	0.024032	4.347286	0.0000
LNGET_?	0.196938	0.018066	10.90078	0.0000
D(LNFBFC_?)	-0.126383	0.043536	-2.902965	0.0040
D(LNFBFC_?(-1))	-0.073164	0.039782	-1.839101	0.0670
D(LNFBFC_?(1))	0.140056	0.042520	3.293876	0.0011
D(LNFBFC_?(-2))	-0.126800	0.036523	-3.471797	0.0006
D(LNFBFC_?(2))	0.199952	0.040451	4.943023	0.0000
D(LNGES_?)	-0.103883	0.041078	-2.528925	0.0120
D(LNGES_?(1))	0.011685	0.046005	0.253999	0.7997
D(LNGES_?(-1))	-0.082833	0.040305	-2.055138	0.0409
D(LNGES_?(2))	0.037893	0.042321	0.895372	0.3714
D(LNGES_?(-2))	-0.108441	0.036138	-3.000731	0.0030
D(LNGET_?)	-0.091088	0.033131	-2.749318	0.0064
D(LNGET_?(-1))	-0.088479	0.032690	-2.706619	0.0072
D(LNGET_?(1))	0.117129	0.038397	3.050445	0.0025
D(LNGET_?(-2))	-0.001476	0.025412	-0.058075	0.9537
D(LNGET_?(2))	0.063391	0.037123	1.707584	0.0889

Figura A.19: Estimador DOLS 2 (variable dependiente PIB)

Dependent Variable: LNEHII_?
 Method: Pooled Least Squares
 Date: 09/18/19 Time: 00:18
 Sample (adjusted): 1973 2013
 Included observations: 38 after adjustments
 Cross-sections included: 23
 Total pool (unbalanced) observations: 270

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNFBFC_?	-0.104232	0.010031	-10.39080	0.0000
LNGES_?	0.053217	0.011832	4.497843	0.0000
LNGET_?	0.059841	0.008895	6.727912	0.0000
D(LNFBFC_?)	-0.000496	0.022087	-0.022438	0.9821
D(LNFBFC_?(-1))	-0.005676	0.020259	-0.280155	0.7796
D(LNFBFC_?(1))	-0.042117	0.021998	-1.914577	0.0568
D(LNFBFC_?(-2))	-0.049509	0.022039	-2.246433	0.0256
D(LNFBFC_?(2))	-0.067653	0.020878	-3.240480	0.0014
D(LNGES_?)	-0.026159	0.021781	-1.200960	0.2310
D(LNGES_?(1))	-0.004393	0.024171	-0.181765	0.8559
D(LNGES_?(-1))	-0.016696	0.020910	-0.798487	0.4254
D(LNGES_?(2))	0.012688	0.022070	0.574903	0.5659
D(LNGES_?(-2))	-0.026343	0.019127	-1.377278	0.1698
D(LNGET_?)	-0.033232	0.017540	-1.894578	0.0594
D(LNGET_?(-1))	-0.025381	0.016781	-1.512498	0.1318
D(LNGET_?(1))	0.007196	0.020477	0.351423	0.7256
D(LNGET_?(-2))	-0.009313	0.013020	-0.715297	0.4752
D(LNGET_?(2))	-0.004704	0.019318	-0.243487	0.8078

Figura A.20: Estimador DOLS 2 (variable dependiente EHII)