

**FACULTAD LATINOAMERICANA DE CIENCIAS SOCIALES  
SEDE ECUADOR**

**DEPARTAMENTO DE DESARROLLO AMBIENTE Y TERRITORIO  
CONVOCATORIA 2011-2013**

**TESIS PARA OBTENER EL TÍTULO DE MAESTRÍA EN ECONOMÍA CON  
MENCION EN ECONOMÍA DEL DESARROLLO**

**QUIEBRES ESTRUCTURALES EN LA ECONOMÍA ECUATORIANA**

**CHRISTIAN VINICIO CUTIUPALA NARVÁEZ**

**FEBRERO 2016**

**FACULTAD LATINOAMERICANA DE CIENCIAS SOCIALES  
SEDE ECUADOR**

**DEPARTAMENTO DE DESARROLLO AMBIENTE Y TERRITORIO  
CONVOCATORIA 2011-2013**

**TESIS PARA OBTENER EL TÍTULO DE MAESTRÍA EN ECONOMÍA CON  
MENCIÓN EN ECONOMÍA DEL DESARROLLO**

**QUIEBRES ESTRUCTURALES EN LA ECONOMÍA ECUATORIANA**

**CHRISTIAN VINICIO CUTIUPALA NARVÁEZ**

**ASESOR DE TESIS:**

**FERNANDO MARTIN MAYORAL Ph.D.**

**LECTORES:**

**WILSON PÉREZ Ph.D.**

**CHRISTIAN ROJAS Ph.D.**

**FEBRERO 2016**

## **DEDICATORIA**

Quiero dedicar este trabajo a mi familia.

A mis padres, Ostacio y Alexandra, gracias por ser mi inspiración. Día a día me mostraron lo gratificante de una vida llena de trabajo, esfuerzo, dedicación, amor, humildad, honestidad y solidaridad. Gracias por brindarme una formación integral y por enseñarme a ser como soy.

A mis hermanas Carolina y Diana, y a mi hermano Fabricio, gracias por acompañarme siempre, en realidad su alegría es mi fuente inagotable de energía, mi fuerza y principal motivo para continuar.

Gracias familia por su cariño, confianza y apoyo, siempre han sido mi mayor fortaleza.

## **AGRADECIMIENTOS**

Al culminar esta etapa académica, mi profundo agradecimiento a Dios por ser mi guía permanente.

Gracias a mi familia por su infinito amor y apoyo incondicional, factores que facilitaron mi desarrollo durante cada jornada.

Mi profundo agradecimiento al Doctor Fernando Martín por su disponibilidad, paciencia y guía. Sin duda, su valioso aporte enriqueció en gran medida esta investigación.

Gracias a todos los profesores y compañeros de la Flacso por compartir conmigo sus conocimientos, enseñanzas y consejos.

Gracias a la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales Sede-Ecuador por contribuir al desarrollo de la investigación económica en el país.

## ÍNDICE

<b>Contenido</b>	<b>Páginas</b>
<b>RESUMEN</b> .....	9
<b>CAPÍTULO I</b> .....	10
<b>PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA</b> .....	10
1.1. Introducción .....	10
1.2. Pregunta de investigación .....	13
1.3. Objetivos .....	13
1.3.1. Objetivo general .....	13
1.3.2. Objetivos específicos .....	14
1.4. Hipótesis .....	14
<b>CAPÍTULO II</b> .....	15
<b>REVISIÓN DE LA LITERATURA</b> .....	15
2.1. Crecimiento, pobreza y desigualdad .....	15
2.2. Crecimiento pro-pobre .....	22
2.3. Ciclo económico .....	23
2.4. Cambio estructural .....	26
<b>CAPÍTULO III</b> .....	29
<b>MARCO METODOLÓGICO</b> .....	29
3.1. Metodología .....	31
3.2.1. Estacionalidad .....	32
3.2.2. Estacionariedad y pruebas de raíz unitaria .....	33
3.2.3. Regresiones espurias .....	34
3.2.4. Quiebre estructural .....	35
3.2.5. Cointegración .....	39
3.2.6. Vectores Autorregresivos .....	40

<b>CAPÍTULO IV</b> .....	43
<b>IDENTIFICACIÓN DE QUIEBRES ESTRUCTURALES EN EL ECUADOR</b> .....	43
4.1.    Análisis univariante .....	43
4.1.1.    Estacionalidad.....	45
4.1.2.    Estacionariedad.....	46
4.1.3.    Cambios estructurales.....	47
4.2.    Análisis multivariante .....	53
4.2.1.    Cointegración .....	53
4.2.2.    Causalidad de Granger.....	57
4.2.3.    Vectores de corrección del error (VEC).....	58
4.2.4.    Diagnóstico del VEC.....	63
4.2.5.    Funciones de impulso respuesta del VEC .....	65
4.2.6.    Descomposición de la varianza del VEC .....	67
4.2.7.    Predicción del VEC .....	68
<b>CAPÍTULO V</b> .....	71
<b>DISCUSIÓN DE LOS RESULTADOS</b> .....	71
5.1.    Conclusiones y recomendaciones .....	71
<b>BIBLIOGRAFÍA</b> .....	73
<b>ANEXOS</b> .....	83

## Lista de Figuras

Figura 1: Evolución del PIB real trimestral y el índice de pobreza urbana por ingreso.....	12
Figura 2: Evolución del PIB real trimestral y el coeficiente de Gini urbano .....	12
Figura 3: Fases del ciclo económico .....	24
Figura 4: Evolución de las series e histogramas.....	44
Figura 5: Corrección del componente estacional .....	46
Figura 7: Test de Zivot y Andrews secuencial .....	48
Figura 8: Quiebre en intercepto (Z&A).....	49
Figura 9: Quiebre en tendencia (Z&A) .....	50
Figura 10: Filtro Hodrick-Prescott .....	51
Figura 11: Quiebre en el componente tendencial del PIB .....	52
Figura 12: Estacionariedad de los residuos .....	54
Figura 13: Correlograma de residuos del VEC .....	63
Figura 14: Funciones de impulso respuesta del VEC.....	66
Figura 15: Descomposición de la varianza del VEC .....	67
Figura 16: Predicciones del modelo VEC .....	69

## Lista de Tablas

Tabla 1: Estadísticos descriptivos .....	43
Tabla 2: Dickey-Fuller aumentado.....	47
Tabla 3: Dickey-Fuller aumentado sobre los residuos .....	54
Tabla 4: Prueba de cointegración de Johansen.....	55
Tabla 5: Prueba de causalidad de Granger .....	57
Tabla 6: Criterios para seleccionar el número de rezagos .....	59
Tabla 7: Resultados del VEC .....	60
Tabla 8: Relación de corto y largo plazo.....	61
Tabla 9: Test de normalidad del VEC .....	64
Tabla 10: Prueba de White del VEC .....	65
Tabla 11: Predicciones del modelo VEC.....	68

## **Lista de Anexos**

Anexo 1: Datos .....	83
Anexo 2: Pruebas de estacionalidad .....	85
Anexo 3: Test de Chow .....	87
Anexo 4: Test de Zivot y Andrews a los componentes tendencial y cíclico .....	88
Anexo 5: Resultados de la función de impulso respuesta del VEC.....	89
Anexo 6: Resultados de la descomposición de la varianza del VEC .....	91

## RESUMEN

El presente estudio examina el crecimiento económico, la desigualdad y la pobreza<sup>1</sup> en el Ecuador durante el periodo 2003-2014<sup>2</sup>, a fin de estimar si las variaciones registradas en éstas variables se explican por una tendencia inercial o en realidad la política pública ha generado un impulso positivo en las mismas; para ello, se utilizarán metodologías basadas en series temporales. Para analizar la relación dinámica, de largo plazo, que existe entre las citadas variables se aplicará un modelo de vectores de corrección del error (VEC)

El trabajo consta de cinco capítulos. En el primero se presenta el planteamiento general de la presente investigación. El segundo apartado desarrolla una breve revisión teórica. En el tercer capítulo se explica la metodología aplicada y se exponen las principales publicaciones empíricas que preceden a este trabajo. En el cuarto se aplica la metodología para encontrar los puntos de cambio estructural de las series temporales, se aplica el modelo de vectores de corrección del error (VEC) y se presentan los principales resultados de las estimaciones para la economía ecuatoriana. Finalmente, en el quinto capítulo se plantean las conclusiones y recomendaciones que se desprenden de la investigación.

### **Palabras clave:**

Crecimiento económico, pobreza urbana por ingreso, coeficiente de Gini, series de tiempo, quiebres estructurales, modelo de vectores de corrección del error (VEC).

---

<sup>1</sup> Los indicadores utilizados para esta investigación son: PIB real trimestral, coeficiente de Gini urbano y el índice de pobreza urbano por ingreso.

<sup>2</sup> Debido a la limitada información sobre los indicadores de desigualdad y pobreza trimestrales en el Ecuador el periodo de análisis comienza en el III trimestre de 2003 hasta el IV trimestre de 2014 (46 observaciones).

# CAPÍTULO I

## PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

### 1.1. Introducción

La Constitución del Ecuador de 2008 y el Plan Nacional del Buen Vivir 2009-2013 describen la necesidad de cambios estructurales en todo el manejo económico del Ecuador, es así que:

Establece que el sistema económico ecuatoriano es social y solidario; sin embargo, ésta no es una caracterización exacta de la realidad actual sino un gran objetivo a alcanzar. Se abre, de este modo, una etapa de transición que deberá partir de un sistema marcado por la hegemonía capitalista neoliberal, que profundizó la concentración de la riqueza, la pérdida de soberanía, la privatización, la mercantilización extrema, las prácticas especulativas y depredadoras de los seres humanos, de los pueblos y de la naturaleza, para llegar a un sistema económico soberano regido por el Buen Vivir, que supere estas injusticias y desigualdades e impulse una economía endógena para el Buen Vivir, es decir, un desarrollo con y para todas y todos los ecuatorianos, de todas las regiones, sectores, pueblos y colectividades. El camino para este cambio estructural está señalado por las orientaciones constitucionales. Esto supone cambios en todo el ciclo económico: la producción, la reproducción, la distribución y el consumo, y determina el tránsito hacia una nueva matriz productiva (SENPLADES, 2009: 329).

La etapa de transición descrita por Senplades (2009) se caracteriza por una ruptura paradigmática en la economía ecuatoriana, dando paso a la construcción de una sociedad más justa, equitativa, solidaria, con alta cohesión social, con igualdad de oportunidades y que mantenga una relación armónica con la naturaleza. Dicha ruptura puede evidenciarse de forma cuantitativa mediante el análisis de los quiebres estructurales.

Por otro lado, el análisis de las relaciones entre crecimiento económico, pobreza y desigualdad, ha sido objeto de numerosos análisis en los últimos años y su importancia recae en que pueden llevar a importantes conclusiones en materia de política económica, particularmente, en lo que se refiere a políticas redistributivas.

A continuación se describe, de manera breve, la evolución en el Ecuador de los indicadores usados en la presente investigación, es decir, el PIB real trimestral<sup>3</sup>, el coeficiente de Gini urbano y el índice de pobreza urbana por ingreso.

De acuerdo a la información publicada por el Banco Central del Ecuador (BCE), durante el cuarto trimestre de 2003, el país mantuvo un PIB real trimestral de USD 10.816 millones de dólares. Este indicador, durante el cuarto trimestre de 2014, ha llegado a ubicarse en USD 17.662,86 millones de dólares que significó un incremento del 3,47% con respecto al mismo periodo del año anterior. El Ecuador finalizó el año 2014 con un PIB anual real de USD 69.631,55 millones de dólares y un crecimiento real de la economía del 3,8% con relación al año anterior (Figura 1).

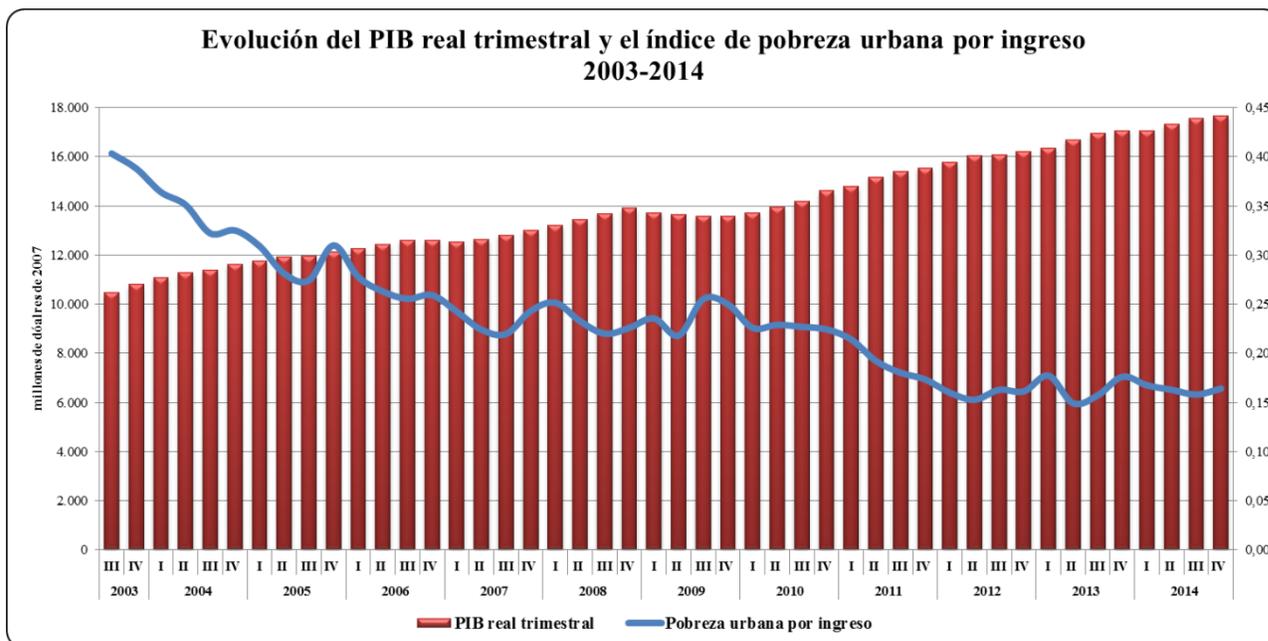
Respecto a la evolución de la pobreza y desigualdad, según la información presentada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC), durante el periodo 2003-2014, se refleja una clara tendencia decreciente de los niveles del índice de pobreza urbana por ingreso y coeficiente de Gini urbano (Figuras 1 y 2). Este último llegó a su tasa más baja en el segundo trimestre de 2013 con el 14,93%, quedándose prácticamente estable a partir de ese momento.

Por su parte, el coeficiente de Gini se ubicó en 54,49% durante el cuarto trimestre de 2003, reduciéndose aproximadamente 8,7 puntos porcentuales hasta el mismo periodo de 2014 (11 años). Similar al caso anterior, el tercer trimestre de 2012 registró el nivel mínimo del coeficiente de Gini urbano que fue de 43,64% (Figura 2).

---

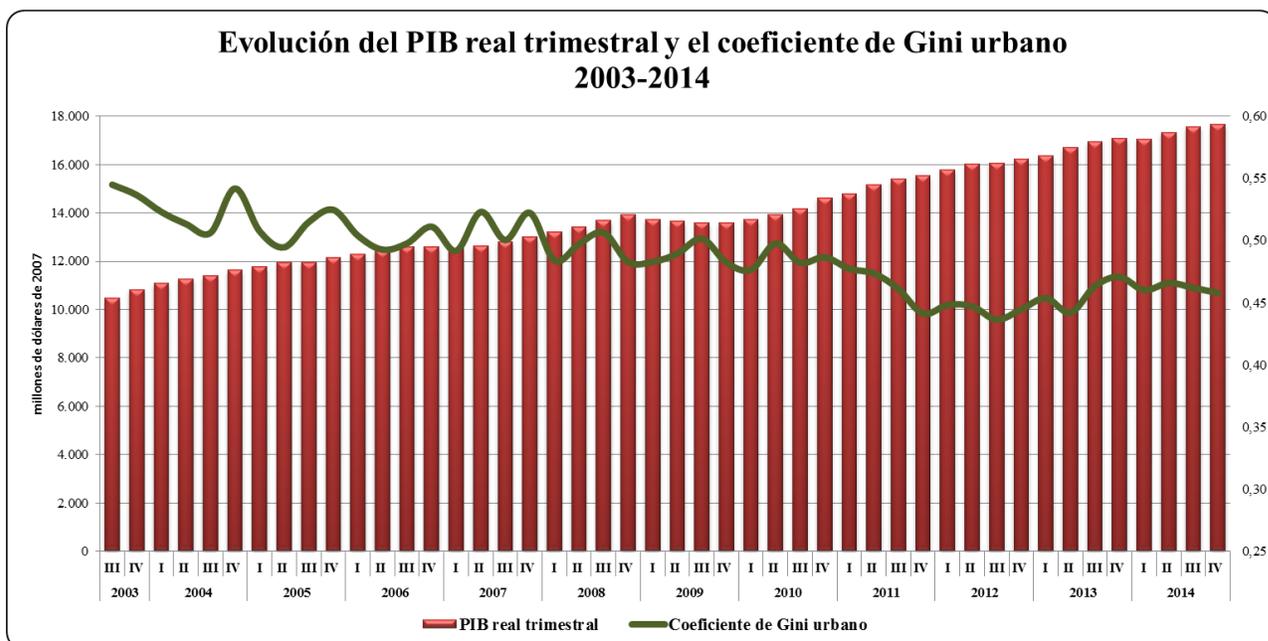
<sup>3</sup> Información en dólares de 2007.

**Figura 1: Evolución del PIB real trimestral y el índice de pobreza urbana por ingreso**



**Fuente:** BCE/INEC  
**Elaboración:** Autor

**Figura 2: Evolución del PIB real trimestral y el coeficiente de Gini urbano**



**Fuente:** BCE/INEC  
**Elaboración:** Autor

Esta breve descripción sobre el desempeño del Ecuador en términos de crecimiento, pobreza y desigualdad, nos permite tener una primera aproximación general sobre el tema de esta investigación.

En síntesis, la evolución de las variables descritas da muestra de la presencia variaciones inusuales en ciertos periodos que podrían interpretarse como quiebres estructurales. Sin embargo, se debe confirmar su presencia mediante técnicas más avanzadas.

Por lo tanto, el estudio de los quiebres estructurales en la economía ecuatoriana debe ser realizado a través métodos analíticos. Para ello, los avances recientes en el análisis de series de tiempo dotan el campo metodológico pertinente para capturar diversas características de las series, en este caso los cambios estructurales, donde su presencia a menudo afecta de manera importante la interpretación intertemporal de un fenómeno. Diferentes acercamientos a la problemática del modelado de cambios estructurales han sido realizados, los cuales abarcan la estimación de puntos de cambio conocidos o desconocidos, la representación de cambios simples o múltiples, la influencia de regresores estacionarios, entre otros.

## **1.2. Pregunta de investigación**

¿Existen quiebres estructurales en las variables macroeconómicas e indicadores sociales del Ecuador?

## **1.3. Objetivos**

### **1.3.1. Objetivo general**

- Determinar si la economía ecuatoriana ha sufrido cambios estructurales en sus indicadores macroeconómicos y sociales durante el periodo 2003-2014.

### **1.3.2. Objetivos específicos**

- Analizar la evolución del crecimiento económico, la pobreza por ingreso y la desigualdad en el Ecuador durante el periodo 2003-2014.
- Determinar quiebres estructurales en las variaciones del PIB real trimestral, el índice de pobreza urbana por ingresos y el coeficiente de Gini urbano.
- Realizar un análisis dinámico que muestre la relación entre el crecimiento económico del Ecuador y los índices de pobreza y desigualdad.

### **1.4. Hipótesis**

- Las variaciones en los indicadores económicos y sociales del Ecuador mantienen una tendencia inercial, sin evidencia estadística de la existencia de quiebres estructurales.
- El crecimiento económico genera un efecto dinámico positivo sobre la reducción de la pobreza y la desigualdad en el Ecuador.

## **CAPÍTULO II**

### **REVISIÓN DE LA LITERATURA**

En el presente capítulo se realiza una revisión teórica sobre los principales temas que serán abordados en esta investigación: el crecimiento económico, la pobreza y la desigualdad, vinculados mediante el análisis de series temporales.

#### **2.1. Crecimiento, pobreza y desigualdad**

La desigualdad y la pobreza son dos de los más graves problemas sociales que, en general, resultan de las relaciones históricas que se establecen entre las esferas de la sociedad, el Estado y el mercado. Esos fenómenos se observan a escala mundial entre regiones y países, y al interior de cada uno de éstos. El crecimiento económico es un factor necesario pero no suficiente para reducir la pobreza y la desigualdad. Por otro lado, acciones orientadas a reducir la pobreza pueden contribuir a crecer más rápido (Lustig et al, 2001).

En este sentido, la relación entre la distribución del ingreso, el crecimiento económico y la pobreza es un hecho que ha interesado ampliamente a los economistas a lo largo de la segunda mitad del siglo XX.

Respecto al crecimiento económico, Kuznets (1966) define al crecimiento económico como un incremento sostenido del producto per cápita o por trabajador. Entonces, desde este planteamiento, se considera al crecimiento como un aumento del valor de los bienes y servicios producidos por una economía durante un período determinado tiempo. En cuanto a su medición, por regla general se suele utilizar la tasa de crecimiento del producto interno bruto y se calcula en términos reales para eliminar los efectos de la inflación. Asimismo, en función de las estadísticas disponibles también se suelen emplear otros indicadores, como por ejemplo, el PIB por trabajador, o el valor agregado bruto por trabajador, entre otros.

El análisis del crecimiento económico ha sido objeto de atención por parte de los economistas y los hacedores de política, especialmente en las últimas décadas. Ello se debe esencialmente al hecho de que el crecimiento económico supone una mayor prosperidad. Por consiguiente, no es de extrañar que se considere a éste como una medida del bienestar

de un país y un objetivo relevante a alcanzar por parte de los Estados, ya que implica lograr mayor empleo y más bienes y servicios para satisfacer necesidades.

En términos de investigación económica se han analizado diversos factores determinantes del crecimiento económico, tales como el comercio exterior, la productividad, la pobreza, los procesos políticos, entre otros. Para ello, se han empleado diferentes variables e indicadores. Por ejemplo, Galor y Zeira estudian la contracción de los préstamos que disminuye la inversión en capital humano y por lo tanto afecta a la distribución del ingreso y reduce el producto en el largo plazo; Alesina, Rodrik y Perroti investigaron las implicaciones de la distribución del ingreso, mediante procesos políticos, en el crecimiento económico; Benabou y Durlauf la examinaron en función del patrón de asentamientos humanos; y Galor y Zang analizaron el papel de la fecundidad y la distribución del ingreso en el crecimiento del producto (Galor y Tsiddon, 1996).

En particular, a partir del trabajo seminal de Kuznets (1955) el análisis de las relaciones de causalidad entre crecimiento económico y la desigualdad ha ocupado abundante espacio en la literatura económica.

Según Kuznets, la relación entre la desigualdad y la renta media sería la de una U invertida, de forma que para bajos niveles de renta per cápita la desigualdad sería también reducida. Por el contrario, el proceso de crecimiento de la renta vendría acompañado de un aumento de la desigualdad hasta un cierto punto en el que la relación cambiaría de tendencia.

Bajo esta hipótesis, se desarrollaron varias investigaciones cuyas conclusiones eran cautelosas al interpretar los resultados, esencialmente, porque los resultados dependían de las características estructurales de cada país. Se pueden mencionar los trabajos realizados por Fields y Jakubson (1994) quienes consideran la necesidad de incorporar efectos fijos, es decir, incorporan variables que permiten capturar características específicas de cada país a fin de determinar la relación entre crecimiento y desigualdad. Para interpretar dicha relación, también se han aplicado modelos semiparamétricos, como en los trabajos de Banerjee y Duflo (2003) o Chambers (2007), sin embargo, las amplias diferencias entre los

países han impedido plantear una conclusión general sobre crecimiento y desigualdad para todos los países.

En conclusión, la relación entre el crecimiento económico y la desigualdad es compleja debido a que ambas se retroalimentan de forma permanente y, además, porque el comportamiento de dicha relación depende de las características estructurales de cada país.

Por otra parte, Pérez (2003) afirma que la pobreza como fenómeno social ha evolucionado en correspondencia con las transformaciones económicas, políticas y sociales, y con las tendencias de desarrollo predominantes en los países. Además, la pobreza constituye un fenómeno con múltiples dimensiones y causales, muy difícil de medir con un solo indicador y debe ser analizado bajo un enfoque integral para tomar acciones que permitan atenuar la difícil situación socioeconómica de individuos y familias pobres (Pérez, 2003).

La pobreza es concebida no solo como la falta de ingresos para satisfacer necesidades, sino como un proceso de exclusión social, dada la falta de oportunidades para la realización de funciones básicas y la adquisición de capacidades necesarias para la vida (Pérez, 2003).

Según Ravallion (1992), se puede decir que existe pobreza en una sociedad cuando una o más personas no alcanzan un nivel de bienestar que constituye un mínimo razonable dados los estándares de dicha sociedad.

Amartya Sen (1981) señala que ante todo para la conceptualización de la pobreza hay que definir quién debe estar en el centro de nuestro interés, en un sentido lógico, la pobreza es una característica de los pobres, como un grupo que forma parte de la sociedad, y en los cuales se debe centrar el análisis para conocer sus características. Lo anterior no debe significar que se niegue la interrelación e influencia que existe con los “no pobres” del mismo grupo social (Mathus, 2008a).

Sen (1992) señala un concepto de pobreza a partir de las capacidades, es decir, lo que la gente puede hacer, definiendo la pobreza como la ausencia de capacidades básicas que le permiten a cualquier individuo insertarse en la sociedad, a través del ejercicio de su voluntad. En un sentido más amplio, la pobreza no es cuestión de escaso bienestar, sino de incapacidad de conseguir bienestar precisamente debido a la ausencia de medios. En resumen, Sen (1992) afirma que la pobreza no es falta de riqueza o ingreso, sino de capacidades básicas (Mathus, 2008a).

Durante los años cincuenta y sesenta, la principal corriente de pensamiento afirmaba que el crecimiento era el principal y único instrumento que permitía reducir la pobreza bajo el criterio del efecto goteo.

El efecto goteo implicaba una corriente vertical de ingresos de la población rica hacia la población en condiciones de pobreza que sucede de una manera espontánea. Es decir, los beneficios del crecimiento económico se dirigen en un primer momento hacia los ricos, después cuando estos comienzan a gastar sus ganancias, los beneficios se trasladan hacia la población pobre. Por lo tanto, los pobres se benefician del crecimiento solo indirectamente a través de un flujo vertical procedente de los ricos (Mathus, 2008b).

La siguiente etapa del pensamiento económico visibiliza la importancia de la distribución inicial de la riqueza y su impacto sobre la reducción de la pobreza dando paso a una nueva definición, el crecimiento empobrecedor.

Anderson (1964) sostenía que, con el tiempo, la pobreza sería menos sensible al crecimiento económico. Según Anderson, a lo largo del tiempo el crecimiento económico ayudaría a reducir la pobreza, pero los grupos más vulnerables se irían aislando, pues les costaría vincularse y aprovechar las oportunidades creadas por el crecimiento económico en forma de nuevos empleos. Por lo tanto, las medidas dirigidas a disminuir la pobreza en forma, por ejemplo de transferencias, seguirían siendo necesarias. De esta forma, muchos economistas han argumentado la posible existencia de un *trade-off* entre eficiencia y equidad, de forma que la búsqueda de la eficiencia puede excluir a los menos cualificados ahondando en la desigualdad (Okun, 1975) (Ahamdanech, 2009).

Las críticas en respuesta a la incapacidad del nuevo modelo económico, impuesto a finales del siglo XX, con relación a la reducción de la pobreza por medio del crecimiento económico como único medio, fue representada por los teóricos del crecimiento empobrecedor, quienes han demostrado que es posible que el crecimiento económico agrave las condiciones de pobreza de la población (Bhagwati, 1988) (Mathus, 2008b).

Los representantes del crecimiento empobrecedor profundizan en la interacción del crecimiento económico, la desigualdad y la pobreza; y demuestran que la erradicación de la pobreza en una sociedad se puede lograr no solo por medio de políticas que alienten el crecimiento económico (canal indirecto), sino también mediante el uso de políticas redistributivas (canal directo). Además, identifican dos falacias muy frecuentes entre los economistas que analizan la relación entre la pobreza, el crecimiento y la desigualdad (Mathus, 2008b).

La primera es pensar que el crecimiento es un objetivo rival de la disminución de la pobreza. La existencia del canal indirecto y su relación con la eficiencia del canal directo son pruebas de que la supuesta disyuntiva no es del todo cierta y que una política óptima debe considerar ambos canales. La segunda falacia es la polarización ideológica en torno a los dos canales, afirma que equivocadamente el uso del canal indirecto se identifica con la teoría del goteo que usualmente se asocia a políticas extremadamente conservadoras, de igual forma, el uso del canal directo suele asociarse a políticas de izquierda (Mathus, 2008b).

En definitiva, el crecimiento empobrecedor se puede definir como la estrategia de articulación entre las distintas formas de generar crecimiento económico con las diversas posibilidades de distribución del ingreso con el objetivo de acelerar la disminución de la pobreza.

Por otra parte, la relación causal entre crecimiento, pobreza y desigualdad, así como también su relación con otras variables ha sido motivo de extensos trabajos de investigación a lo largo de los últimos años. Entre los principales avances sobre esta temática, en el año 2000, Dollar y Kraay, publican “Growth is good for the poor establecen la relación entre el comportamiento del ingreso de los pobres, definidos como la población en el quintil más bajo de la distribución del ingreso, y el crecimiento del ingreso global, definido como el producto per cápita. Entre las principales conclusiones encuentran que la relación entre el comportamiento del ingreso de los pobres y el crecimiento es muy estrecha, uno a uno; el efecto del crecimiento en el ingreso de los pobres no difiere por tipo de país, sean estos pobres o ricos; el ingreso de los pobres no cae más que el ingreso promedio en las crisis económicas; que la relación entre crecimiento y pobreza no ha cambiado en los últimos años; las políticas macroeconómicas acertadas tendrían un efecto positivo sobre el ingreso de los pobres o al menos no aumentan la desigualdad en la distribución del ingreso; las políticas que contribuyen a disminuir la inflación o a evitar inflaciones altas serían beneficiosas para los pobres; y, la apertura comercial sería tan positiva para los pobres como para el conjunto de la economía. Además, no corroboran la tesis de Kuznets según la cual en la etapa inicial de crecimiento aumenta la desigualdad de ingreso. En definitiva, este análisis muestra que el crecimiento, sin importar la naturaleza de su origen, beneficia de la misma manera tanto a los sectores pobres como a los no

pobres, con lo cual el gobierno no tiene la necesidad de implementar políticas de crecimiento a favor de los pobres (Mathus, 2008b).

Al respecto Kakwani y Pernia (2004) contradicen las conclusiones de Dollar y Kraay (2000), afirmando que las conclusiones no son suficientes para asegurar que el crecimiento es bueno para los pobres y como propuesta alternativa desarrollan la metodología del crecimiento pro-pobre absoluto y relativo.

Por su parte, Foster y Székely (2001) demuestran por medio de un método alternativo, que al igual que Dollar y Kraay existe una relación positiva entre crecimiento y el nivel de ingreso de los pobres, es decir, un aumento en el crecimiento trae como consecuencia también un aumento en el nivel de ingreso de los pobres. Sin embargo, esta relación arroja un valor menor a uno, con lo cual el incremento en el ingreso de los pobres es menos que proporcional al incremento del crecimiento general, por lo cual la población pobre se ve menos beneficiada por el crecimiento de la economía, debido a que la distribución del ingreso se modifica en repercusión de los pobres (Mathus, 2008b).

En otro estudio clásico, Bruno, Ravallion y Squire, analizaron la información de 44 países entre 1960 y 1990, no encontraron evidencias de la curva invertida de Kutznets y al profundizar en el caso de la India tampoco encontraron evidencias de que el crecimiento económico aumente la desigualdad. En su trabajo señalan que no se puede afirmar que el crecimiento siempre beneficie a los pobres o que la pobreza no se reduce por efecto de políticas pro-crecimiento. Su principal conclusión es que la relación entre crecimiento y pobreza es compleja y no presenta tendencias claras, además que se deben analizar otros factores que influyen en la desigualdad, como por ejemplo, la educación, el comercio o la composición sectorial del crecimiento (Bruno, Ravallion y Squire, 1996).

Además, varios estudios indican que la relación entre crecimiento económico y desigualdad debe analizarse con más cuidado en los países subdesarrollados como los de América Latina, incorporando otras variables explicativas como: a) las de tipo histórico, político y cultural; b) considerar que la desigualdad es una función de la dependencia y parte de un sistema cultural y político corporativo, burocrático y autoritario, y c) tomar en cuenta la educación y las disparidades regionales en espacios intranacionales, es importante

examinar la concentración de propiedad de la tierra. Asimismo, se debe evidenciar que algunas naciones, en vías de desarrollo, logran obtener niveles relativamente altos de PIB y bajos de desigualdad gracias a: 1) procesos de redistribución antes del crecimiento; o 2) redistribución con crecimiento, mediante políticas redistributivas, y no necesariamente por una tendencia asociada con la curva de Kuznets (Bowman, 1997).

Algunos autores como Lusting, et. al. (2001) y Ravallion (2004), señalan que el impacto del crecimiento económico sobre los niveles de pobreza, dependerán en última instancia de las medidas que se elijan para cuantificar tanto el crecimiento económico como la pobreza. También mencionan que la rapidez con la que el crecimiento reduce la pobreza y los distintos resultados que se obtienen en la reducción de la pobreza con las mismas tasas de crecimiento, dependen de la desigualdad del ingreso inicial y de sus variaciones en el tiempo, cuanto más desigual es un país, menos efectivo es el crecimiento para reducir la pobreza (Mathus, 2008b).

Ravallion (2004) concluye que las mismas tasas de crecimiento pueden tener diferentes efectos sobre la pobreza. En gran medida, estos resultados dependen del grado de desigualdad inicial.

Kraay (2004) señala también que la importancia del crecimiento para la reducción de la pobreza comienza a declinar conforme avanza desde una medida de incidencia o proporción de pobres hacia una de intensidad y severidad<sup>4</sup>. Aquello se explica debido a que mientras más alejado de la línea de pobreza se encuentre entonces se tiene una mayor sensibilidad a los cambios en la distribución del ingreso que a los cambios en el crecimiento (Mathus, 2008b).

Asimismo Bourguignon (2004) confirma la existencia de una relación dinámica entre el crecimiento o el ingreso, la desigualdad y la pobreza absoluta, entendida como un estado en la que no se pueden satisfacer ni siquiera las necesidades básicas.

En síntesis, no cabe duda que el crecimiento permite reducir los niveles de pobreza, sin embargo, para que la reducción sea significativa es fundamental mejorar los niveles de distribución del ingreso de manera simultánea. La metodología del crecimiento pro-pobre analiza los principios sobre la relación compleja entre estas tres variables.

---

<sup>4</sup> Las medidas de incidencia consideran como base el valor absoluto o relativo del número de personas pobres, mientras que las medidas de intensidad y severidad incluyen en su análisis el grado de pobreza de los individuos.

## 2.2. Crecimiento pro-pobre.

El crecimiento pro-pobre ha sido definido por organismos internacionales como la OCDE<sup>5</sup> y la Organización de Naciones Unidas (ONU) como el crecimiento económico que genera una reducción significativa en la pobreza, es decir, que beneficia en mayor medida a los pobres. Sin embargo, esta definición es muy limitada ya que no responde a preguntas como por ejemplo: ¿cuánto debería ser el beneficio de los pobres para que el crecimiento sea considerado pro-pobre? o ¿cuál es la reducción de la pobreza que se le atribuye al crecimiento para ser considerada pro-pobre? (Mathus, 2008b).

El crecimiento pro-pobre centra el análisis en aquel crecimiento que tiene un efecto directo en la reducción de la pobreza, bajo ciertas condiciones de desigualdad. Desde este enfoque es la desigualdad la que permite diferenciar al crecimiento. De esta manera, el crecimiento pro-pobre, bajo condiciones eficientes de distribución del ingreso, pretende mitigar los problemas que no considera el efecto goteo.

López (2004) expone las características del crecimiento pro-pobre y examina el efecto que producen el crecimiento y la desigualdad en la reducción de la pobreza, haciendo una revisión del estado del arte, a fin de generar recomendaciones de política que potencien la reducción de la pobreza. El crecimiento pro-pobre se puede analizar desde dos enfoques, el relativo y el absoluto.

El enfoque relativo (Kakwani y Pernia, 2004), define al crecimiento pro-pobre como aquel que beneficia a los pobres proporcionalmente más que a los no pobres. La implicación de este enfoque es que mientras el crecimiento reduce la pobreza, al mismo tiempo disminuye la desigualdad del ingreso. Es decir, el crecimiento económico viene acompañado por cambios distributivos que favorecen a los pobres, esto es, la pobreza se reduce más de lo que lo hubiera hecho si los ingresos de todos los grupos hubieran crecido de la misma forma (Mathus, 2008b).

En cambio el enfoque absoluto, cuyos principales representantes son Ravallion y Chen (2003), afirma que el crecimiento es pro-pobre si los pobres reciben los beneficios absolutos del crecimiento igual o más que los beneficios absolutos de los no pobres. Bajo esta definición, la desigualdad absoluta podría aumentar, disminuir o mantenerse sin cambios en el transcurso del crecimiento. Esta definición se centra en la velocidad en la que aumentan los ingresos promedios de los pobres y en consecuencia la pobreza se reduce (Mathus, 2008b).

---

<sup>5</sup> Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico.

### 2.3. Ciclo económico

La escuela francesa es pionera en el estudio del ciclo económico con su representante el economista francés Albert Aftalion (1909) que propuso una teoría sobre las fluctuaciones económicas<sup>6</sup>. Posteriormente, Marx, Schumpeter, Pigou, Kuznets, Keynes, Alvin Hansen, John Hicks, Kondratieff, entre otros, abordaron este tópico con numerosas y creativas explicaciones de causalidad.

Cabe resaltar el aporte realizado por Schumpeter, que al igual que Marx, combinó en su análisis a la teoría económica, la historia y la sociología. En la primera edición de su obra la “Teoría de la evolución económica” (1912), presenta un primer modelo del ciclo económico que mejoró en la segunda edición y perfeccionó en su libro “Business Cycles” (1939). En este último trabajo, con observaciones de la economía americana, propone la existencia de tres ciclos elementales clasificados por su temporalidad (corto, mediano y largo plazo).

En el año 1977, Robert Lucas<sup>7</sup> identificó la presencia de los ciclos con eventos monetarios no esperados, relacionados con percepciones equivocadas de los agentes, quienes estaban dotados de expectativas racionales. Además, define a los ciclos como las desviaciones del producto respecto de una tendencia de largo plazo cambiante, en vez de, respecto a una tasa constante o un valor promedio de crecimiento (Zarnowitz, 1991).

Entonces, los ciclos económicos son fluctuaciones recurrentes en las actividades económicas. Un ciclo consiste en un período de expansión seguido de otro de recesión o contracción, ésta sucesión de cambios es recurrente, pero no periódica; la duración del ciclo varía y la amplitud de las oscilaciones es irregular. El único carácter regular de estas fluctuaciones es el modo en que las variables se mueven juntas. Este movimiento conjunto es lo que, según Lucas (1977), define el ciclo económico.

Los ciclos prevalecen sobre los movimientos menores y se abren paso a través de ellos, afectan a casi todos los segmentos de la economía e incluso pueden llegar a generar

---

<sup>6</sup> Desarrollada en su obra “Les crises periodiques de surproduction” publicada en la Revue d’économie politique en el año 1909.

<sup>7</sup> Premio Nobel de Economía en 1995.

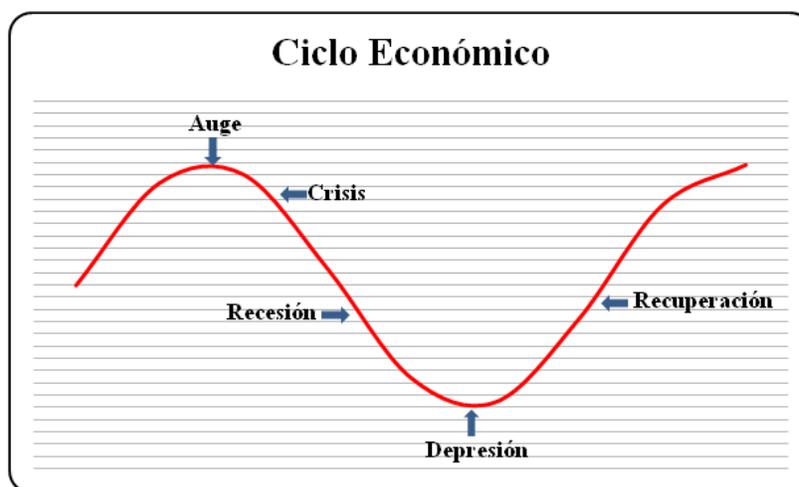
efectos en otros países a través del comercio internacional. Por lo general, siguen un patrón de desarrollo que les lleva a través de diferentes fases en la misma secuencia, ciclo tras ciclo.

Cuando se manifiestan las crisis y las recesiones la teoría de los ciclos vuelve a ocupar un lugar central entre los investigadores económicos, y cada vez encuentra a la ciencia económica mejor equipada con nuevas teorías, modelos, econometría, paquetes de investigación estadística y series de tiempo más detalladas para cada generación.

Kydland y Prescott (1982 y 1990) proponen una metodología para determinar las variables que influyen sobre la producción. Este enfoque seminal permite distinguir entre shocks transitorios y permanentes que afecten su comportamiento. Es decir, el supuesto de que la tendencia de las variables es constante en el largo plazo se descarta.

En este sentido, el estudio de los ciclos permite distinguir el ascenso del crecimiento a largo plazo aislando los efectos generados por cambios estacionales estocásticos y movimientos imprevistos. Según Avella y Fergusson (2003) se considera cinco fases en los ciclos: auge, crisis, recesión, depresión y recuperación (Figura 3).

**Figura 3: Fases del ciclo económico**



**Elaboración:** Autor

Los ciclos económicos, interpretados como una serie de tiempo, presentan cuatro componentes: tendencia, variaciones estacionales, variaciones cíclicas y variaciones residuales<sup>8</sup> (Peña, 2005).

La tendencia se caracteriza por el movimiento general a largo plazo de la serie. Dados los valores de la serie temporal podemos usar varios métodos para estudiar su tendencia. Entre ellos se destacan el método del ajuste analítico, el método de las medias móviles y el método de las diferencias.

Las variaciones estacionales son fluctuaciones que se dan de forma recurrente en un período igual o inferior a un año. Este tipo de variaciones provocan distorsiones al analizar el comportamiento de una serie económica. Para evitar estas distorsiones se aplican criterios de desestacionalización.

Las variaciones cíclicas son oscilaciones recurrentes cuyo periodo es superior a un año y se explican a la sucesión de etapas largas (ciclos) en las que se repite el comportamiento de la serie. La duración y el tiempo de recurrencia en este tipo de variaciones no se identifican con facilidad y en muchos casos varían continuamente, siendo frecuente la existencia de ciclos que se superponen, lo que hace todavía más difícil su identificación.

Las variaciones residuales, también llamadas residuos o variaciones irregulares, son perturbaciones no recurrentes que no muestran un carácter periódico reconocible y que se originan por fenómenos singulares, por lo tanto, afectan a la serie de manera más o menos casual y no permanente.

---

<sup>8</sup> El análisis de series de tiempo se profundiza en el acápite sobre la metodología de la investigación.

## 2.4. Cambio estructural

Para definir el cambio estructural se examinarán dos enfoques teóricos; el primero se orienta en la definición estadística ligada al estudio de series temporales; mientras que el segundo se refiere a una definición económica con una aproximación al desarrollo productivo y social.

Es fundamental entender que el desarrollo económico no implica únicamente altas tasas de crecimiento, sino que éstas deben ir acompañadas de cambios cualitativos en la estructura social y productiva de una economía. En la literatura sobre el desarrollo económico<sup>9</sup> se ha enfatizado el cambio estructural como una dimensión clave para superar los problemas de crecimiento, pobreza y desigualdad.

El cambio estructural constituye un conjunto de procesos de transformación de una economía en sus características de producción, especialización del trabajo, empleo, distribución del ingreso e inserción en el comercio internacional.

En este sentido, el cambio estructural presenta dos lineamientos principales. El primero es incrementar la producción y el comercio en los sectores intensivos en conocimiento; producto de ello se logra diversificar la matriz productiva y generar externalidades positivas<sup>10</sup>. La segunda es una inserción estratégica e inteligente a los mercados mundiales que permita expandir la producción y el empleo y de manera conjunta logre mejoras obligatorias en la distribución del ingreso y disminución de la pobreza.

Sin embargo, no todo cambio estructural contribuye al desarrollo económico, Si no satisface el componente de disminución de la desigualdad y pobreza entre la población, el cambio estructural, dado por la transformación del aparato productivo, no genera beneficios en términos de desarrollo.

---

<sup>9</sup> En especial en el pensamiento estructuralista y en sus estrategias para enfrentar el problema de desarrollo económico.

<sup>10</sup> Externalidades tecnológicas y de conocimiento que benefician a todo el sistema productivo en general.

Durante la transición desde un esquema concentrador, a fin de lograr una mejor distribución del ingreso en el mediano plazo, es necesario un fuerte componente de política pública asociada a la protección social y al desarrollo de capacidades.

De esta manera, de acuerdo a CEPAL (2010), el progreso técnico conduce a incrementos sostenidos en la productividad y la producción que se acompañan con reducción progresiva del desempleo y el subempleo, y finalmente logran reducir las brechas de ingreso y la pobreza en la economía desde un enfoque que prioriza el desarrollo de la estructura productiva, las capacidades y oportunidades sociales.

Por su parte, CEPAL (2012) señala que entre los principales factores que permiten cambios estructurales en una economía se tienen:

- Diversificación productiva que consiga un incremento continuo de la demanda, interna y externa<sup>11</sup>, junto con especialización en sectores intensivos en conocimiento e innovación tecnológica. Esta combinación fomenta, en el largo plazo, la creación de una estructura productiva con eficiencia dinámica<sup>12</sup>.
- Un cambio estructural implica resultados positivos sobre los agregados macroeconómicos. En estricto sentido, si únicamente se mejora la eficiencia tecnológica mediante encadenamientos productivos hacia atrás y hacia adelante sin reducir el desempleo o la desigualdad no existe cambio estructural. De hecho, se debe propender a disminuir las brechas de ingreso reduciendo la heterogeneidad en el mercado laboral.
- La política económica debe buscar la estabilidad macroeconómica e incentivar al desarrollo de los sectores productivos. Estas políticas deben complementarse con políticas de orden social y redistributivo, focalizadas hacia la población en situación vulnerable, con ello se logra mejorar la distribución y reducir la informalidad laboral en el corto plazo y se garantiza un ingreso mínimo a gran parte de la población.

---

<sup>11</sup> Para reducir los desequilibrios en la balanza de pagos las asimetrías entre las tasas de crecimiento de las importaciones y exportaciones deben ser mínimas.

<sup>12</sup> Por lo general, los sectores con altas tasas de crecimiento en su demanda también presentan mayores niveles de tecnología y conocimiento.

- La sociedad debe participar en el proceso del cambio estructural, es decir, se requiere incrementar los niveles de cohesión social a fin de mitigar la resistencia al cambio. Para ello, los trabajadores deben obtener mayores niveles de protección social y tener a su alcance medios que faciliten su adaptación a los nuevos retos que se presenten a lo largo del cambio en la estructura productiva.

En definitiva, el cambio estructural entendido como la innovación en el aparato productivo sobre la base de nuevas tecnologías y la generación de conocimiento es el eje de un proceso de crecimiento con empleo e igualdad en el largo plazo. Este cambio se complementa con políticas públicas de estímulo a sectores de elevada productividad intensivas en conocimiento y fuerte dinamismo de la demanda que predominarán en el largo plazo (CEPAL, 2012).

Por otra parte, los efectos del cambio estructural vinculan la política macroeconómica con la trayectoria de la producción, la productividad y el empleo; además, determinan el ciclo económico y su tendencia en el corto y largo plazo. Entonces, el ciclo económico, su duración e intensidad, tanto del auge como de la recesión, están ligados a los cambios estructurales y por lo tanto condicionan sus trayectorias en el tiempo entre sí<sup>13</sup>.

Las relaciones entre macroeconomía y estructura, ciclo económico y tendencia de crecimiento y entre corto y largo plazo obligan a repensar el papel de la política macroeconómica y abordarlo en conjunto con el de las políticas industriales y tecnológicas (Cimoli, 1992).

Una vez terminada la revisión de los principales fundamentos conceptuales, a continuación se resumen las principales investigaciones y trabajos empíricos que preceden a este documento.

---

<sup>13</sup> Además hay que considerar la irreversibilidad de la oferta; mientras una empresa puede extinguirse demasiado rápido en la fase de recesión, la fase de expansión puede resultar insuficiente para reponer la capacidad productiva perdida.

### CAPÍTULO III

#### MARCO METODOLÓGICO

Con respecto a los análisis de crecimiento, pobreza y desigualdad basados en metodologías de series de tiempo y cambios estructurales, Perron (1989), Zivot y Andrews (1992) y Ben-David y Pappell (1995) han desarrollado test para contrastar si una serie de variables presentan una raíz unitaria o son estacionarias con cambio de medias y tendencias. Perron (1989), contrasta la hipótesis de raíz unitaria contra alternativas de tendencia estacionaria para un cambio en la tendencia simulada en la gran depresión de 1929 y en la crisis del petróleo de 1973. Las pruebas rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria, cuando el proceso de generación de fluctuaciones estacionarias alrededor de la tendencia contiene un cambio estructural. La mayoría de los trabajos en el campo de cambios estructurales se han concentrado en el caso donde los regresores y los errores son estacionarios; sin embargo, aportes al caso no estacionario, como los desarrollados por Perron han tenido gran importancia.

Por su parte, Zivot y Andrews (1992) consideran una variación de las pruebas de Perron mediante las cuales se estima un punto de cambio fijo, en cada componente de la serie, delimitando un intervalo de confianza que si es superado denota la presencia de un quiebre estructural. Además, discuten el tratamiento de Perron para identificar la exogeneidad de los quiebres, llegando a la conclusión de que Perron sesga los resultados promoviendo el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria, para luego diseñar un procedimiento para seleccionar de forma endógena el periodo del quiebre.

Mientras que Ben-David y Papell (1995) determinan la existencia de un cambio estructural en la serie del producto y producto per cápita como consecuencia de la globalización del mercado en el período de postguerra, para 48 países. En la misma línea, dentro del contexto de modelos con cambios estructurales múltiples, Ben-David, Lumsdaine y Papell (2003), encuentran evidencia de tasas de crecimiento que aumentan en el tiempo.

Gregory et al (1996), Campos et al (1996), Lee et al (1997), Kurozumi (2002) y Andrade et al (2005) desarrollan diversos contrastes de estacionariedad, cointegración y

raíces unitarias para series con cambios estructurales; Diebold y Chen (1996) consideran una prueba de estabilidad estructural con puntos de cambio endógenos. En el mismo contexto, Brooks y Rew (2002) consideran una prueba de no estacionariedad y cointegración aplicadas a la tasa de interés de diferentes países europeos. Buseti y Harvey (2003) y Buseti y Taylor (2004) consideran una prueba de estacionariedad ante cambios estructurales permanentes.

Trabajos como los de Bacon y Watts (1971), Maddala (1977), Granger y Teräsvirta (1993), y de Lin y Teräsvirta (1994), Greenaway, Leybourne y Sapsford (1997) modelan un cambio estructural para series del producto de un conjunto de países, como una transición suave entre regímenes. De hecho, se asume que cualquier cambio en el desempeño económico puede ser modelado como una transición suave más que como un cambio discreto en la trayectoria de la serie de tiempo.

Siguiendo esta línea para modelar los cambios estructurales en la tendencia determinista de una serie de tiempo, Leybourne, Newbold y Vougas (1998)<sup>14</sup>, proponen una prueba tipo Dickey-Fuller en la cual plantean como hipótesis alternativa a la de raíz unitaria, la de un cambio estructural en la tendencia lineal de una serie a través de una transición suave entre dos diferentes tendencias (Noriega y Rodríguez, 2011).

McConnell y Pérez (2000) analizan un cambio estructural en la varianza del PIB de los Estados Unidos donde se encuentra evidencia de una disminución de la volatilidad a principios de 1984, causada por una reducción en la volatilidad de los precios de los bienes de producción durables.

Smyth e Inder (2004) estudian la relación entre raíces unitarias y cambios en la tendencia en el PIB de China; Altinay y Karagol (2004) evalúan la relación entre el PIB y el consumo de energía en Turkia, y Lee y Chang (2005) lo hacen para Taiwán.

Otra variables económicas también han sido estudiadas bajo el enfoque de cambios estructurales, tal como lo hace Wu (1997) que analiza si las fallas en la eficiencia del

---

<sup>14</sup> Explican la idea de una transición suave en una serie de tiempo económica con el argumento de que en muchas situaciones los cambios en variables económicas agregadas, como el PIB, son influenciados por los cambios en el comportamiento de un número grande de agentes económicos; y es poco probable que todos los agentes individuales reaccionen simultáneamente a cierto estímulo económico.

mercado se explican por la inestabilidad estructural para el mercado de Taiwán; Villanueva (2005) que considera la presencia de cointegración y cambios múltiples en el mercado spot; y Cuñado et al (2004) que evalúan la volatilidad del mercado spot español.

La teoría asintótica<sup>15</sup> de cambios estructurales comenzó a ser explorada por Chong (2001), quien desarrolló una metodología para un proceso autorregresivo de orden uno con un cambio estructural desconocido.

La literatura posterior se ha centrado en el tratamiento de series lineales, dando poca importancia al tratamiento del caso no lineal; en este contexto, los estudios se basan en un modelado aislado de los cambios estructurales y la no linealidad; algunas excepciones incluyen a Sánchez et al. (2005), Giordani et al (2005), Battaglia y Orfei (2005) y Lundbergh et al (2003).

En América Latina se destaca el estudio de cambios estructurales para México de Noriega y Rodríguez (2011) quienes desarrollan el estudio de quiebres estructurales múltiples, enfocándose en la hipótesis de que el cambio estructural se debe al comportamiento no estacionario de la serie (explicado por la raíz unitaria). De esta manera, analizan los datos anuales del PIB real y PIB per-cápita de 1895 a 2008, identificando más de un cambio estructural para el caso mexicano.

Los trabajos académicos mencionados se han convertido en el punto de partida y en el principal insumo para lograr el desarrollo de la presente investigación, a continuación se detalla la metodología que se utilizará para el análisis de los datos del Ecuador.

### **3.1. Metodología**

En la presente investigación se aplica la teoría de series temporales, desde una perspectiva uni y multivariante, referente a estacionalidad, estacionariedad, pruebas de raíz unitaria, quiebres estructurales, cointegración y vectores autorregresivos con el fin de verificar la relación simultánea entre la pobreza urbana por ingreso, el PIB real y el coeficiente de Gini urbano en la economía ecuatoriana. Además, busca determinar la existencia de quiebres

---

<sup>15</sup> El objetivo principal de la teoría asintótica es generar una aproximación que permita construir una representación más simple de la solución de un problema.

estructurales en estas variables como consecuencia de un cambio en las políticas públicas nacionales.

A continuación, se revisan las principales definiciones metodológicas que se aplican en la presente investigación.

### **3.2.1. Estacionalidad**

Al analizar el comportamiento de los datos, se espera que las series de tiempo sean estables con la finalidad de obtener resultados consistentes estadísticamente y acordes con la teoría económica. En este contexto, desde Persons (1919), las series de tiempo económicas se suelen descomponer en cuatro elementos: una tendencia o trayectoria de largo plazo, un movimiento ondulatorio cíclico alrededor de la tendencia, una variación estacional de frecuencia menor a un año y un componente irregular de carácter residual.

Por lo general, las series económicas cuya frecuencia es inferior a un año (observaciones diarias, mensuales, trimestrales, etc.) presentan fluctuaciones que se repiten de forma regular en cada año, este comportamiento se denomina componente estacional.

La estacionalidad es un componente exógeno que puede introducir en la serie variaciones que no se explican de forma directa por la teoría económica. Por este motivo, es una práctica generalizada aislar este componente antes de iniciar a trabajar con una serie de datos (Kikut y Ocampo, 2005).

Al respecto, para desestacionalizar una serie existen dos vertientes teóricas que permiten identificar este componente y aislarlo, las pruebas no paramétricas o empíricas y las pruebas paramétricas<sup>16</sup>. Para ello, en este documento se aplica la metodología no paramétrica Census X-12-Arima que utiliza un algoritmo basado en medias móviles<sup>17</sup> que

---

<sup>16</sup> Sus principales exponentes son: para el caso de las pruebas no paramétricas el Census X-12-ARIMA y para las pruebas paramétricas el TRAMO-SEATS.

<sup>17</sup> Este algoritmo escoge diferentes medias móviles de tal forma que la estimación de los componentes sea más precisa en cada iteración; las medias móviles deben representar lo mejor posible el componente de tendencia y ciclo, deben eliminar el componente estacional, y deben minimizar el componente irregular. Cabe destacar que los resultados obtenidos por este algoritmo cumplen con los parámetros referentes a la calidad del ajuste estacional, las contribuciones de los diferentes componentes a la serie original, la estabilidad de los componentes estacionales, la aleatoriedad del componente irregular y la presencia de estacionalidad residual en el componente irregular.

permite determinar la existencia de estacionalidad en la serie y evaluar la calidad estadística del ajuste (Kikut y Ocampo, 2005).

Para determinar la evidencia estadística de estacionalidad de las series se revisan los resultados de la prueba F de estacionalidad estable, el contraste de Kruskal-Wallis y el contraste de estacionalidad móvil bajo las premisas de Gallardo y Rubio (2009). Básicamente, constatan que si existe estacionalidad estable entonces el factor estacional debe incidir solamente sobre las diferencias de medias entre las distribuciones de las observaciones agrupadas cuya temporalidad es inferior a un año y no sobre las varianzas dentro de cada grupo. En conclusión, los test descritos permiten identificar la mayor varianza entre la varianza de grupos de observaciones y la varianza residual generada y así ratificar la presencia de estacionalidad a un determinado nivel de significancia (Gallardo y Rubio, 2009).

### **3.2.2. Estacionariedad y pruebas de raíz unitaria**

Las características propias de las series económicas y financieras producen diferentes tasas de variación tendencial que pueden determinar un “estado estacionario” entendido como un proceso que fluctúa alrededor de una media, es decir, tiene un comportamiento estable y predecible.

La estacionariedad de las series temporales resulta estadísticamente fundamental ya que define el uso correcto de las funciones de distribución de los modelos econométricos. Además, en el ámbito económico-financiero la identificación de una tendencia estocástica o determinista permite monitorear los efectos macroeconómicos de la política pública.

La teoría sobre series temporales recomienda analizar la estacionariedad<sup>18</sup> de las series utilizando los contrastes de raíz unitaria<sup>19</sup>, en los cuales si se rechaza la existencia de raíz unitaria entonces la serie es estacionaria.

---

<sup>18</sup> Para poder identificar la estacionariedad de una serie y su grado de integrabilidad se puede aplicar la metodología planteada por Box-Jenkins o los test de raíz unitaria.

<sup>19</sup> Las primeras pruebas de raíces unitarias fueron desarrolladas a comienzos de los años noventa (Levin y Lin, 1992), y se consolidaron en la segunda mitad de dicha década (Im, Pesaran y Shin, 1997).

Si la serie presenta una raíz unitaria, es decir, es no estacionaria, se dice que sigue un proceso generador de datos integrado de orden “d”. El orden de integración “d” equivale al número de veces que se debe diferenciar ( $\Delta d$ ) la serie para volverla estacionaria.

Para validar estadísticamente la información, se pueden realizar las pruebas de raíz unitaria, mediante el procedimiento de Dickey-Fuller Aumentado –ADF- (1984) y Phillips-Perron –PP- (1988) que son usadas de forma preferente en las investigaciones de este tipo. Además, se pueden realizar las pruebas de mayor potencia Elliot Rotemberg y Stock (1996), el Dickey-Fuller estimada por el método generalizado de momentos –DFGLS- (1996) y la prueba Ng Perron (2001).

Si las series son estacionarias, entonces, basta con realizar una regresión simple, utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), para determinar la relación existente entre las variables; de lo contrario, será un requisito indispensable realizar un análisis sobre la relación de largo plazo entre las variables, es decir, un análisis de cointegración.

### **3.2.3. Regresiones espurias**

Los análisis económicos pueden tener asociados el problema de las regresiones espurias que implican que, en términos estadísticos, se llegue a validar relaciones económicas que apenas son explicadas por circunstancias casuales.

De acuerdo a Noriega y Ventosa-Santaulria (2011) el análisis sobre las relaciones espurias entre variables independientes ha sido ampliamente examinado considerando un sinnúmero de procesos generadores de datos. Un ejemplo clásico de una regresión espuria es el de Yule (1926) que encuentra una alta correlación entre la proporción de bodas en Inglaterra y la tasa de mortalidad entre 1866 y 1911.

Estadísticamente, se considera regresión espuria a aquellas ecuaciones de regresión que presentan una elevada significatividad conjunta, medida en términos del coeficiente de determinación, combinada con fuertes problemas de autocorrelación positiva (bajos valores del estadístico Durbin Watson). La presencia de un término de error fuertemente autocorrelacionado impide efectuar un proceso de inferencia acertado y presenta una alta probabilidad de errores en el cálculo y en la aplicación de los test de significatividad individual (Mahía, 2006).

A fin de mitigar los problemas de identificación que desembocarían en una regresión espuria, en este trabajo, además de partir del principio conceptual-económico de la relación permanente y dinámica entre la pobreza, el crecimiento y la desigualdad, se controla el comportamiento de las series temporales por estacionariedad con presencia de quiebres estructurales en el corto y largo plazo.

#### **3.2.4. Quiebre estructural**

En los últimos años, los métodos y técnicas utilizadas para modelar el comportamiento de las series macroeconómicas se han ido perfeccionando, de esta forma, se ha logrado que la modelización matemática se asemeje, cada vez con mayor precisión, a los fenómenos reales (traducidos en datos e información estadística). Sin embargo, es común que hechos o shocks puntuales, tales como una guerra, un cambio de régimen político o un fenómeno natural, entre otros, perturben o modifiquen las propiedades estadísticas de las series económicas; complejizando así su modelización o llevando a especificaciones inadecuadas en su proceso generador que se reflejan en conclusiones erróneas (Junttila, 2001).

Gran parte de las series económicas suelen tener alteraciones por posibles quiebres estructurales o cambios de régimen. Un cambio estructural en una serie de tiempo se presenta cuando hay modificaciones instantáneas o permanentes, invariables e inesperadas en uno o más componentes estructurales, debido a eventos específicos

Estos eventos específicos, instantáneos e inesperados que pueden modificar la serie de forma momentánea o permanente se conocen como cambios estructurales o momentos de inestabilidad estructural. De acuerdo a Maddala y Kim (1998) también se han interpretado en la literatura como “cambios en los parámetros de regresión”.

En este sentido, una correcta representación y especificación de cambios estructurales en una serie de tiempo conduce a modelos más completos, da mayor poder a las pruebas de identificación del modelo, evita parámetros inconsistentes e intensifica el poder predictivo del modelo (Sánchez, et al, 2005).

Tal como lo afirma Sánchez (2008), la literatura sobre cambios estructurales es lo suficientemente amplia; a continuación, se abordan ciertos trabajos relevantes en el desarrollo de la temática.

El estudio precursor es el de Chow (1960) donde se analiza la presencia de cambios simples conocidos en modelos de regresión. Posteriormente, se examinan los shocks como variables desconocidas y se crean pruebas para determinarlos, por ejemplo, Quandt (1960) extiende la prueba de Chow y evalúa todas las fechas posibles de cambio. Andrews (1993), realiza un estudio analítico de las pruebas para evaluar la presencia de cambios estructurales basado en valores críticos (Chu, et al, 1996).

Chu y White (1992) desarrollan una prueba para un cambio en una función de la tendencia y en este contexto Lumsdaine y Papell (1997) y Clemente et al (1998) consideran un contraste de raíces unitarias teniendo en cuenta dos cambios estructurales en la función de la tendencia.

Smith y Otero (1997) estudian la presencia de cambios en el nivel y patrón estacional dentro de la serie y su relación con los contrastes de estabilidad. Clements y Hendry (1997) consideran la presencia de cambios estacionales como una función de paso en un modelo AR y evalúan cómo dichos cambios afectan el desarrollo de los contrastes de raíces unitarias y el pronóstico.

Franses et al (1997) proponen un contraste para raíces unitarias periódicas basada en análisis bayesiano para series de tiempo con cambios estacionales determinísticos en el intercepto y la tendencia de la serie.

En las obras de Bai (1997) y Bai-Perron (1998) se observan las propiedades de los modelos con cambios estructurales y se estiman cambios estructurales múltiples en un modelo lineal de mínimos cuadrados, además proponen un procedimiento de selección secuencial para la estimación del número de puntos de cambio. Además, Bai y Perron (2003) examinan el tamaño y el poder de las pruebas para cambios estructurales y utilizan simulaciones para ajustar los métodos.

Montañés y Reyes (2000) estudian el comportamiento asintótico de los contrastes de raíces unitarias ante la presencia de cambios en la tendencia. Bartley et al (2001) desarrollan una prueba para evaluar la cointegración en cambios conocidos y desconocidos en nivel y tendencia.

Noriega y De Alba (2001) y Marriott y Newbold (2000) estudian la estimación del número de cambios en la media de la secuencia de variables usando un criterio de información bayesiano.

Da Silva Lopes (2001) desarrolla pruebas para diferenciación estacional en series con cambio estacional en media. Harvey et al (2002) consideran pruebas para detectar outliers aditivos e innovacionales ante cambios estacionales en la media. Buseti y Taylor (2003) evalúan los efectos de cambios estocásticos en la tendencia y la estacionalidad de una serie en los contrastes de raíces unitarias.

Perron y Zhu (2005) evalúan cambios determinísticos y estocásticos en la tendencia. Juhl y Xiao (2005) proponen una prueba para cambios en la tendencia determinística en un modelo AR (autorregresivo).

Penzer (2005) representa cambios estacionales mediante un modelo de espacio de estados. Hamori y Tokihisa (1997) y Hillebrand (2005) analizan los efectos de cambios en la varianza sobre la prueba de raíces unitarias considerando heterocedasticidad. Kim et al (2002) y Cavaliere (2004) evalúan el efecto de cambios permanentes en la varianza. Van Dijk et al (2005) consideran pruebas de causalidad en varianza ante cambios estructurales.

Por otra parte, es importante destacar que la publicación de Nelson y Plosser (1982), que estudia las propiedades dinámicas de determinadas series temporales macroeconómicas y financieras, cambia la visión clásica de series temporales y concluye que la tendencia de la serie puede originarse de forma estocástica. Bajo esta línea, Rappoport y Reichlin (1989) y Perron (1989) afirman que la mayoría de los cambios de las variables económicas dominantes de cualquier economía serían transitorios y que solo pocos eventos tendrían efectos permanentes; ellos representaron cada evento como un cambio estructural en la tendencia determinística y demostraron que si en la especificación del modelo de la serie de tiempo no se tiene en cuenta la presencia de cambios estructurales, el análisis estaría basado en una aceptación errónea de la hipótesis de raíz unitaria. Estos estudios, revelaron la necesidad de examinar los cambios estructurales como endógenos y desarrollar procedimientos que tuviesen en cuenta dicha endogenidad. El desarrollo posterior se orientó en tres direcciones: la búsqueda de procedimientos para determinar el punto de

cambio y su magnitud (Perron, 1989); la posibilidad de cambios múltiples (Bai y Perron, 2003); y, el efecto de cambios estructurales sobre los contrastes de raíces unitarias y cointegración, y la memoria larga (Sánchez, 2008).

En este sentido, las relaciones que existen entre las variables no serán las mismas, ni antes ni después de las reformas estructurales. La prueba que generalmente se utiliza para analizar o detectar quiebres estructurales es la prueba de Zivot y Andrews (1992), la cual indicará si efectivamente existe un quiebre estructural en los datos del periodo de análisis, así como también determinará en qué periodo se encuentra el quiebre.

Según Sánchez (2008), los quiebres estructurales pueden modelarse como eventos transitorios de tipo pulso o disipado. El tipo pulso es usado para representar un cambio en un instante de tiempo que desaparece posteriormente sin alterar el comportamiento de la serie. Mientras que el tipo disipado representa un cambio en un instante de tiempo cuya influencia disminuye gradualmente en el transcurso del tiempo.

Los procedimientos generales propuestos en la literatura para abordar el problema de cambios estructurales están orientados al modelado conjunto de la serie antes y después de dicho evento.

Si las series son no estacionarias, entonces puede ser que la serie tenga raíz unitaria o que el resultado esté siendo alterado por la presencia de algún quiebre estructural. En este caso, bastará con corregir este quiebre, generalmente incorporando variables ficticias (dummies) y con realizar un análisis de regresión simple, para obtener la relación existente entre las variables en estudio (Sánchez, 2008).

En los últimos años, se ha desarrollado una abundante literatura sobre el contraste de raíces unitarias en presencia de cambios estructurales. La intuición detrás de este enfoque es que la ocurrencia de eventos atípicos podría dar lugar a aceptar erróneamente la hipótesis de raíz unitaria bajo los tests estándar debido a la baja potencia de éstos en condiciones de especificación incorrecta de la hipótesis alternativa<sup>20</sup>.

---

<sup>20</sup> Se destacan los siguientes enfoques: 1) determinación a priori del momento (único) del cambio estructural (Perron 1989); 2) determinación endógena del mismo (Zivot y Andrews 1992); 3) Determinación endógena de dos quiebres en la serie (Lumsdaine y Papell 1997); 4) Determinación endógena de múltiples quiebres (Bai y Perron 1998).

Si las series son no estacionarias y se rechaza la existencia de quiebre estructural, entonces se procede a realizar un análisis de cointegración, a fin de evaluar si existe relación de largo plazo entre las variables.

### **3.2.5. Cointegración**

La teoría económica afirma que al analizar las relaciones entre las variables de desempeño económico y social de un país es posible encontrar un “estado estacionario”, en otras palabras, es posible que exista un equilibrio en el largo plazo entre ellas. Este fenómeno se conoce como “cointegración”.

En concreto, si las series no son estacionarias y no presentan quiebres estructurales significativos, entonces, en ausencia de cointegración, sería suficiente diferenciar las series analizadas hasta convertirlas en estacionarias y aplicar un modelo de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para estimar su relación.

Sin embargo, en presencia de cointegración, el método de diferenciación no permite capturar las relaciones de largo plazo presentes en los datos (Granger 1981). Considerando como base la teoría del crecimiento económico, la metodología de la cointegración es el marco más adecuado para realizar inferencias. La metodología de la cointegración, inicialmente desarrollada por Engle y Granger (1987), propone que una combinación lineal de series no estacionarias puede ser estacionaria, sugiriendo que la relación que se está estimando estará en equilibrio en el largo plazo, también conocido como estado estacionario.

Según el teorema de Engle y Granger (1987), si la relación entre las variables está cointegrada, es posible estimar un modelo de corrección del error para la relación de cointegración, de forma que los estimadores de los coeficientes sean consistentes y reproduzcan de manera adecuada los valores de los errores verdaderos de la relación.

En este contexto, es posible extender el modelo a un sistema de relaciones, que contenga toda la información relevante para la estimación, incluyendo las posibles causalidades cruzadas entre las diferentes variables incorporadas en el modelo original<sup>21</sup>.

Johansen (1991) define un procedimiento multivariado que demuestra la existencia de múltiples vectores de cointegración basado en métodos de máxima verosimilitud que permite determinar la relación causal entre las variables del sistema de ecuaciones generado.

Precisamente, el teorema de representación de Granger establece una relación equivalente entre las relaciones cointegradas y los modelos de corrección de error. En definitiva, si se demuestra la presencia de cointegración entonces el fenómeno se puede representar mediante un modelo de corrección del error (Guisán, M, 2002).

### **3.2.6. Vectores Autorregresivos**

Los vectores autorregresivos son sistemas de ecuaciones dinámicas en donde el valor de una variable depende del comportamiento pasado de la variable y de otras variables del sistema. A diferencia de los modelos tradicionales, los modelos VAR plantean pocos supuestos sobre la estructura de la subyacente de la economía y se centran en obtener una buena representación estadística de las interacciones entre variables económicas, dejando a los datos determinar el modelo (Gachet et al, 2008).

Lanteri (2008) menciona que el principal propósito de la estimación de los modelos de VAR es obtener una ortogonalización no recursiva de los términos de error para el análisis de impulso-respuesta que verifica el efecto que causa un choque aleatorio en una variable sobre las demás, y el porcentaje de participación relativa que tienen esos choques en cada una de las variables mediante el análisis de descomposición de la varianza de Cholesky.

En general, los modelos de vectores autorregresivos son un sistema de dos o más series de tiempo cuya modelación permite considerar rezagos de las variables objeto de

---

<sup>21</sup> Esta extensión de la metodología de cointegración, desarrollada originalmente por Johansen-Juselius (1990) y posteriormente detallada por Johansen (1991), permite evaluar la existencia de más de un tipo de relación estacionaria entre las variables, que los autores llaman genéricamente vectores de corrección del error (VEC).

estudio, así como la interacción dinámica que pueda existir entre ellas, incorporando un esquema de identificación en el modelo que permite introducir restricciones entre variables endógenas y exógenas (Novales, 2014).

Puesto que en la metodología VAR cada variable dependiente es regresada sobre los valores rezagados de todas las demás variables en el sistema, esta herramienta ha sido habitualmente considerada como la más apropiada para la comparación de las diversas hipótesis que subyacen en las diferentes teorías.

Un sistema VAR básico aplicado a las variables del presente estudio puede ser expresado de la siguiente manera (Gachet et al, 2008):

$$X_t = \sum_{i=1}^r A_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^a \beta_j W_{t-j} + \varepsilon_t$$

donde:

$X_t$  representa el índice de pobreza o desigualdad.

$W_t$  representa la tasa de crecimiento económico.

$A_i$  y  $\beta_j$  son matrices de coeficientes.

$\varepsilon_t$  es un vector de residuos

$i, j$  serán el número de rezagos incluidos en el sistema.

Novales (2014) afirma que un caso particular de los modelos VAR son los modelos de vectores de corrección del error (VEC) cuya principal característica es que analizan el comportamiento de series no estacionarias cointegradas que tengan el mismo orden de integración, por lo general de orden (1)<sup>22</sup>.

De esta, forma los modelos VEC utilizan la información de la ecuación de equilibrio en el largo plazo para corregir las distorsiones en el corto plazo y así estimar un modelo mucho más consistente que el clásico modelo VAR.

---

<sup>22</sup> Además se pueden mencionar otras extensiones de los modelos VAR tales como VAR-X que considera a una variable exógena o los S-VAR que se basan en una teoría económica específica.

Según Arias y Torres (2004), una diferencia sustancial entre los modelos VAR y VEC es que la función de impulso respuesta de los VAR debe tender a cero a medida que transcurre el tiempo debido a que analizan el comportamiento de variables estacionarias. En cambio, la función de impulso respuesta de los modelos VEC no necesariamente debe disminuir ante el paso del tiempo.

De acuerdo a Fernández-Corugedo (2003), los VECM han refinado el análisis VAR, pues incluye tanto la dinámica de ajuste de las variables en el corto plazo, cuando ocurre un shock inesperado que hace que éstas se aparte transitoriamente de su relación de equilibrio de largo plazo, como el restablecimiento de la relación de equilibrio en el largo plazo, siendo especialmente útil la información que brinda sobre la velocidad de ajuste hacia tal equilibrio; por tanto, el VECM brinda mayor información que el VAR (Arias y Torres, 2004).

Finalmente, los modelos VEC permiten distinguir la estacionaridad por la diferenciación de las variables y por la combinación lineal entre ellas, logrando generar un pronóstico consistente en el corto plazo siempre que el modelo este correctamente especificado.

Una vez terminada la revisión empírica, el siguiente capítulo presenta la aplicación metodológica propuesta para analizar las series temporales de la pobreza urbana por ingreso, el PIB real y el coeficiente de Gini urbano en el Ecuador.

## CAPÍTULO IV

### IDENTIFICACIÓN DE QUIEBRES ESTRUCTURALES EN EL ECUADOR

En el presente acápite se examinará el comportamiento del PIB real, de la pobreza urbana por ingreso y del coeficiente de Gini urbano en el Ecuador, desde el tercer trimestre de 2003 hasta el cuarto trimestre de 2014 a través de modelos de series temporales uni y multivariantes.

#### 4.1. Análisis univariante

Para obtener una aproximación inicial sobre la evolución de las variables de estudio, se revisan los datos de forma gráfica y se interpretan sus principales estadísticos descriptivos.

Al observar la Tabla 1 y la Figura 4, se puede verificar que, tal como se esperaba, las series son no estacionarias y presentan tendencias claras; el PIB real muestra una tendencia creciente con asimetría hacia la derecha, mientras que la pobreza y el coeficiente de Gini una tendencia decreciente con asimetría a la derecha<sup>23</sup>; todas las variables tienen una forma platicúrtica (aplanada) en relación a una distribución normal, cuyos histogramas y estadísticos Jarque-Bera no muestran indicios de normalidad.

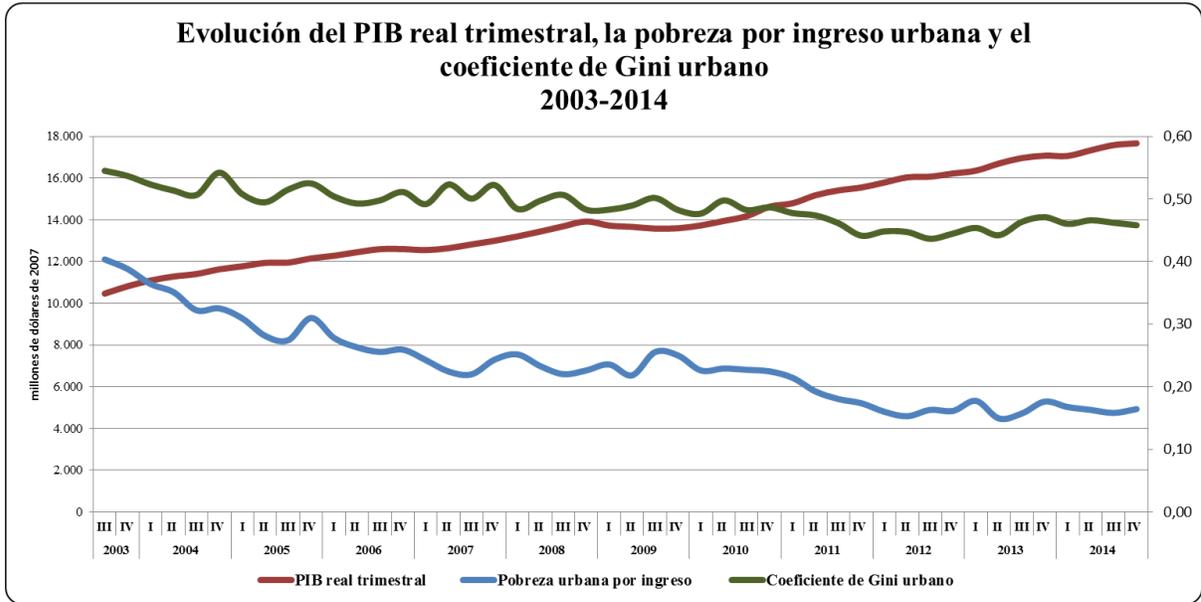
**Tabla 1: Estadísticos descriptivos**

	PIB real	Coefficiente de Gini urbano	Pobreza urbana por ingreso
Media	13.966,33	0,49	23,53
Mediana	13.675,32	0,49	22,66
Máximo	17.662,87	0,54	40,33
Mínimo	10.464,38	0,44	14,93
Desviación estándar	2.033,02	0,03	6,52
Asimetría	0,27	0,05	0,75
Curtosis	1,95	2,25	2,99
Estadístico Jarque-Bera	2,66	1,11	4,31
Probabilidad (Normalidad)	0,26	0,57	0,12
Observaciones	46	46	46

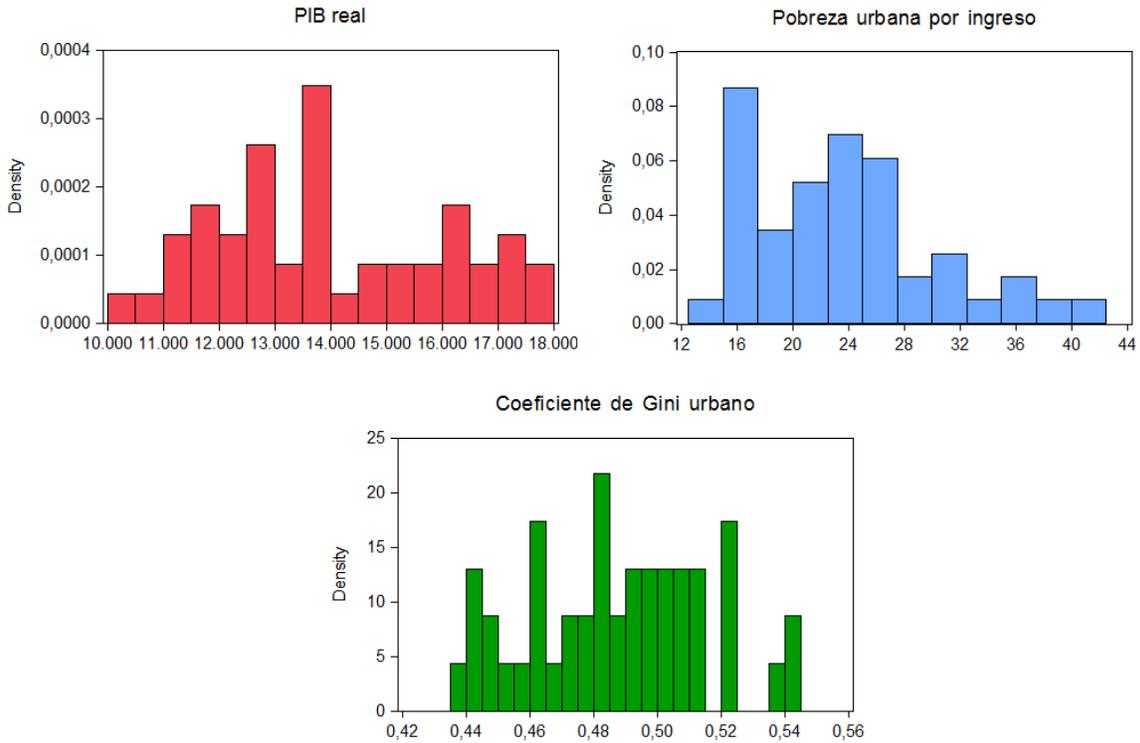
**Elaboración:** Autor

<sup>23</sup> Asimetría a la derecha o positiva significa que existe una mayor concentración de datos al lado derecho de la media aritmética de la variable.

**Figura 4: Evolución de las series e histogramas**



**Elaboración:** Autor



**Elaboración:** Autor

### 4.1.1. Estacionalidad

En general cuando se trabaja con datos cuya temporalidad es menor a un año, se requiere verificar los componentes estacionales de las series. En este caso, la información es de frecuencia trimestral por lo que se requiere extraer su componente estacional (bajo el principio de la descomposición aditiva o multiplicativa), para ello se analizan las variables en escala logarítmica<sup>24</sup>.

Se utiliza el programa de ajuste estacional Census X-12-Arima que utiliza un algoritmo no paramétrico basado en medias móviles. Para determinar la evidencia estadística de estacionalidad de las series se revisan los resultados de la prueba F de estacionalidad estable, el contraste de Kruskal-Wallis y el contraste de estacionalidad móvil (Anexo 2).

Ninguna de las 3 pruebas mencionadas confirma la presencia de un componente estacional para el PIB real y ni para el coeficiente de Gini urbano; por lo tanto, es recomendable continuar trabajando con las variables originales (logaritmo natural del PIB real y logaritmo natural del coeficiente de Gini urbano).

Por su parte, la pobreza urbana por ingreso presenta un valor F significativo con un nivel de confianza convencional de 0,1% lo cual indica que hay evidencia de estacionalidad identificable, confirmada también por el contraste de Kruskal-Wallis. El contraste de estacionalidad móvil nos da indicios de que puede existir una estacionalidad cambiante a través del tiempo, llegando a la conclusión de que es necesario ajustar estacionalmente la serie.

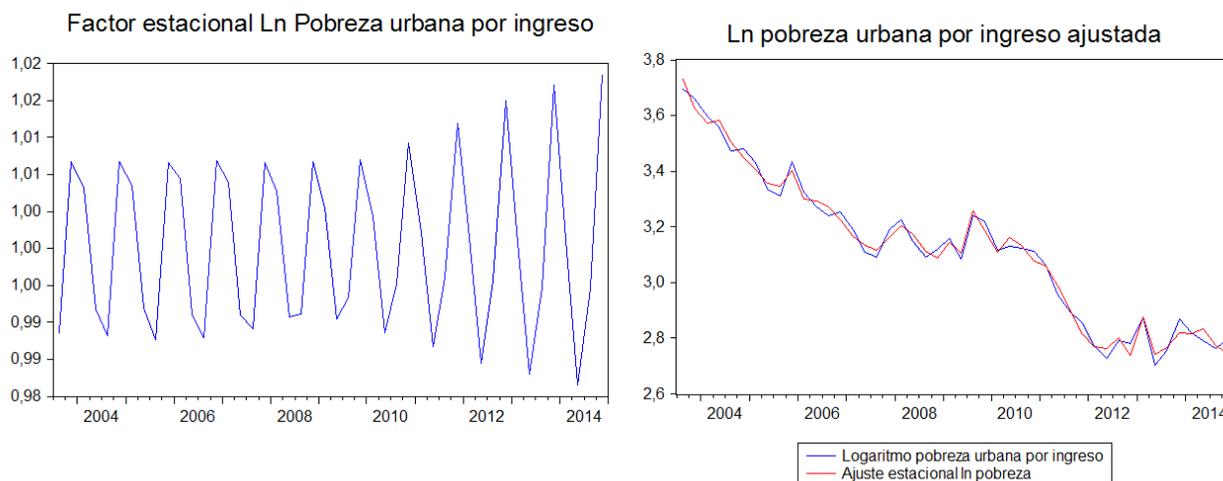
Estos resultados muestran la necesidad de identificar y extraer el componente estacional de la pobreza urbana por ingreso mientras que no es necesario ajustar estacionalmente el PIB real, ni el coeficiente de Gini urbano.

---

<sup>24</sup> La transformación logarítmica de las variables permite que los datos sean comparables y que se minimice la dispersión sin afectar las características iniciales de la serie.

Como se puede apreciar en la Figura 5, se captura el componente cíclico de la serie de pobreza urbana por ingreso y se corrige la serie, obteniendo una buena calidad de ajuste estacional (no es un factor que altere de forma importante sus características originales).

**Figura 5: Corrección del componente estacional**



**Elaboración:** Autor

#### 4.1.2. Estacionariedad

La Figura 4 nos permite afirmar que cada una de las series presenta una tendencia clara y posiblemente un componente cíclico. En este contexto, a fin de confirmar su no estacionariedad en media y en varianza se revisará, de forma breve, su prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentado con el criterio de información de Schwarz.

La Tabla 2 muestra los resultados de la prueba de Dickey-Fuller aumentado<sup>25</sup> y la principal conclusión es que no se rechaza la hipótesis nula de que las series presenten raíz unitaria porque el estadístico t de la prueba, con probabilidad mayor al 1%, es mayor que los valores críticos para un nivel de confianza del 1%, 5% o 10%, es decir, las series son no estacionarias<sup>26</sup>.

<sup>25</sup> Para cada serie se evaluó la prueba en sus tres modalidades (sin constante, con tendencia y con tendencia e intercepto) obteniendo la misma conclusión en todas.

<sup>26</sup> Además, se determina que las series son integradas de orden 1.

**Tabla 2: Dickey-Fuller aumentado**

<b>Dickey-Fuller aumentado</b>						
<b>Modalidad</b>	<b>PIB real</b>		<b>Coefficiente de Gini urbano</b>		<b>Pobreza urbana por ingreso</b>	
	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>Sin constante</b>	<b>3,261</b>	<b>99,9%</b>	<b>-1,157</b>	<b>22,2%</b>	<b>-2,646</b>	<b>0,93%</b>
Valores críticos*	-2,619	1%	-2,619	1%	-2,617	1%
	-1,948	5%	-1,948	5%	-1,948	5%
	-1,612	10%	-1,612	10%	-1,612	10%
<b>Con tendencia</b>	<b>-0,376</b>	<b>90,4%</b>	<b>-1,806</b>	<b>37,3%</b>	<b>-1,935</b>	<b>31,4%</b>
Valores críticos*	-3,589	1%	-3,589	1%	-3,585	1%
	-2,930	5%	-2,930	5%	-2,928	5%
	-2,603	10%	-2,603	10%	-2,602	10%
<b>Tendencia e intercepto</b>	<b>-2,689</b>	<b>24,5%</b>	<b>-4,628</b>	<b>0,29%</b>	<b>-3,060</b>	<b>12,8%</b>
Valores críticos*	-4,181	1%	-4,176	1%	-4,176	1%
	-3,516	5%	-3,513	5%	-3,513	5%
	-3,188	10%	-3,187	10%	-3,187	10%

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**Elaboración:** Autor

Cabe destacar que las pruebas de raíz unitaria presentan limitaciones al intentar concluir sobre estacionariedad en series temporales que presentan quiebres estructurales. Por ejemplo, la prueba de Dickey-Fuller aumentado puede hacer que el estimador del parámetro autorregresivo sea sesgado e inconsistente dando paso a que se rechace la hipótesis nula sobre la presencia de raíz unitaria. Por este motivo, antes de continuar con el análisis estadístico de las series es fundamental determinar los posibles momentos de cambio estructural.

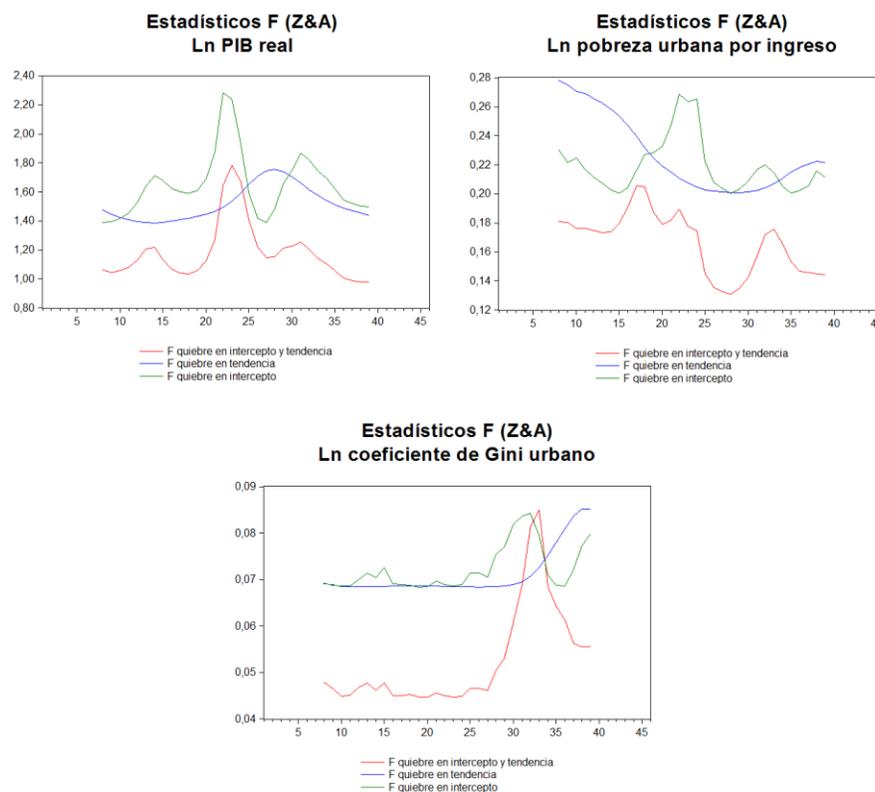
#### **4.1.3. Cambios estructurales**

Una vez que se ha corregido el componente estacional y confirmada la no estacionariedad de la serie, se realizará la identificación de los quiebres estructurales en cada una de las series mediante la metodología establecida por Zivot y Andrews (1992) que permite estimar

de forma recursiva y secuencial<sup>27</sup> quiebres en intercepto, en tendencia (o ambas) que se generan de manera endógena.

Los estadísticos  $f$  calculados para cada caso permiten tener una primera interpretación sobre la naturaleza de los cambios estructurales, en el caso de que los hubiese; los mayores valores  $f$  podrían dar indicios de un posible quiebre de la serie temporal. En la Figura 7 se puede apreciar que el logaritmo natural del PIB presenta los mayores valores  $f$  en intercepto, el logaritmo natural de la pobreza urbana por ingreso en tendencia y el logaritmo natural del coeficiente de Gini urbano en intercepto y tendencia. Para evidenciar el punto de quiebre se debe contrastar el estadístico calculado en la prueba de Zivot y Andrews con su valor crítico, en aquellos puntos donde el estadístico sea mayor al valor crítico (en valor absoluto) se tiene la presencia de un quiebre estructural.

**Figura 6: Test de Zivot y Andrews secuencial**

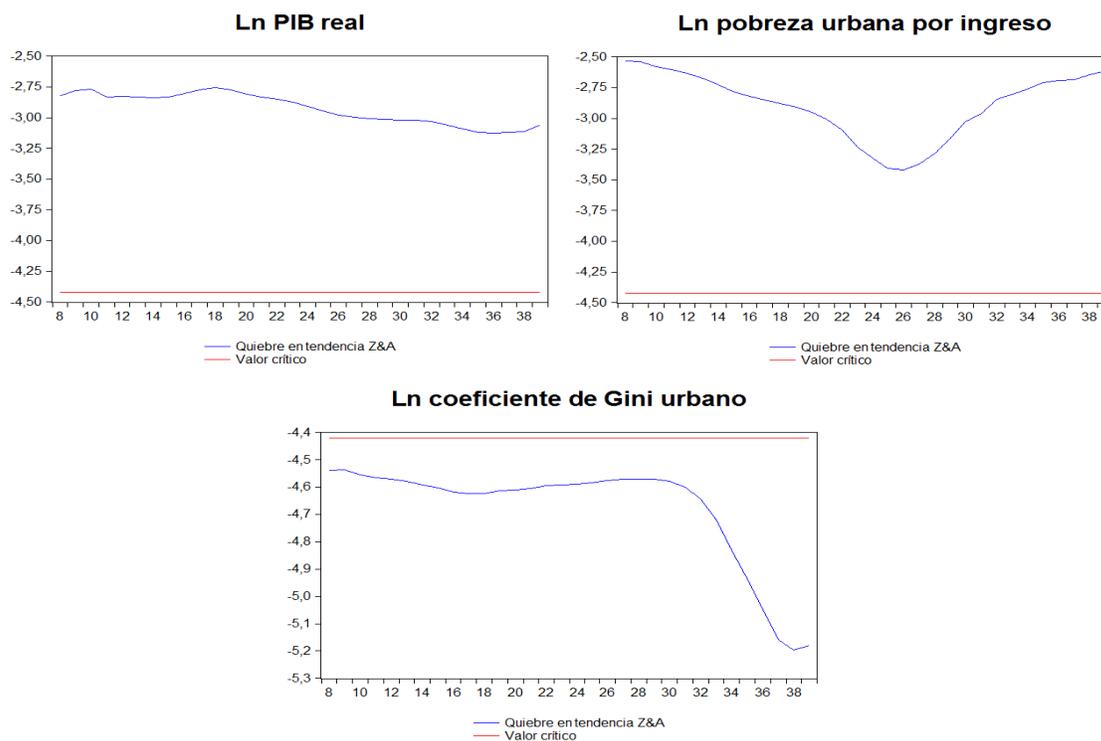


Elaboración: Autor

<sup>27</sup> Analizando la presencia de quiebre estructural en cada observación.

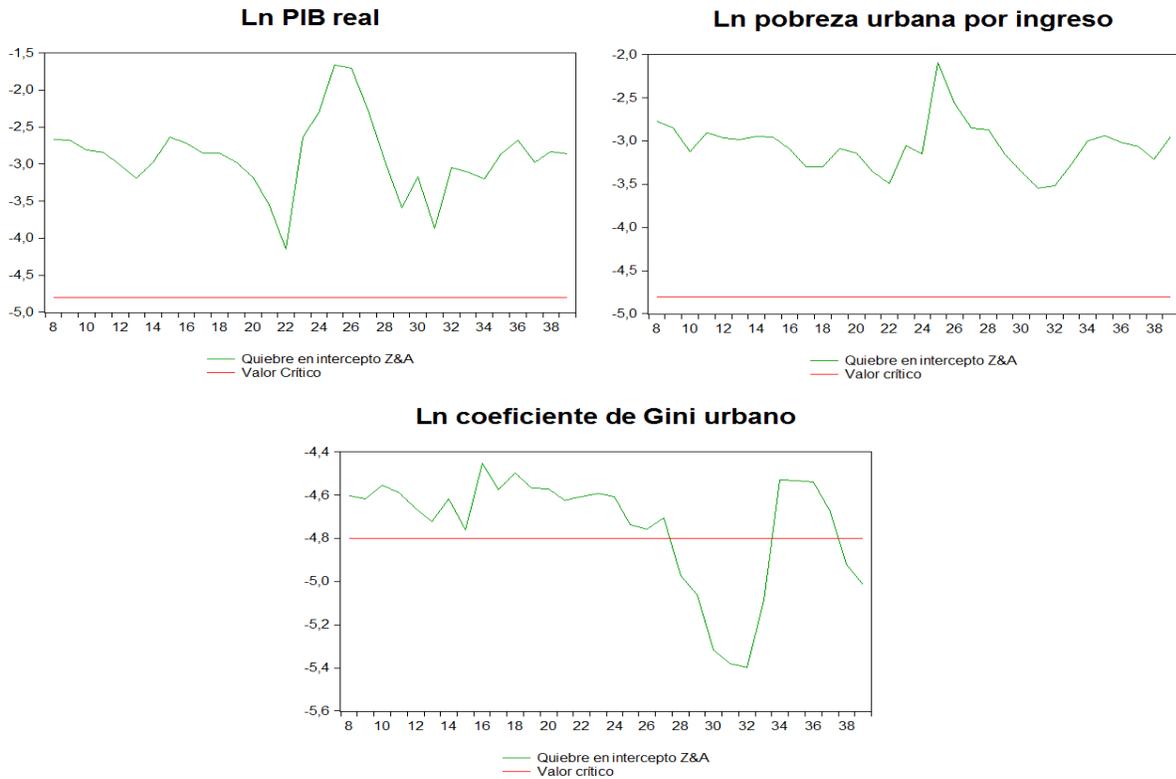
La Figura 8 muestra el estadístico de Zivot y Andrews comparado con el valor crítico del test para quiebre estructural en intercepto, mientras que la Figura 9 es el símil para quiebre en tendencia. Sólo el logaritmo natural del coeficiente de Gini urbano presenta evidencia estadística para considerarlo como quiebre estructural en intercepto en el periodo comprendido entre el cuarto trimestre de 2010 hasta el segundo trimestre de 2011, específicamente en las observaciones 30, 31 y 32, debido a que el valor del estadístico de Zivot y Andrews supera al valor crítico de la prueba (comparación en valor absoluto); las demás series son no estacionarias debido exclusivamente a la presencia de raíz unitaria.

**Figura 7: Quiebre en intercepto (Z&A)**



**Elaboración:** Autor

**Figura 8: Quiebre en tendencia (Z&A)**



**Elaboración:** Autor

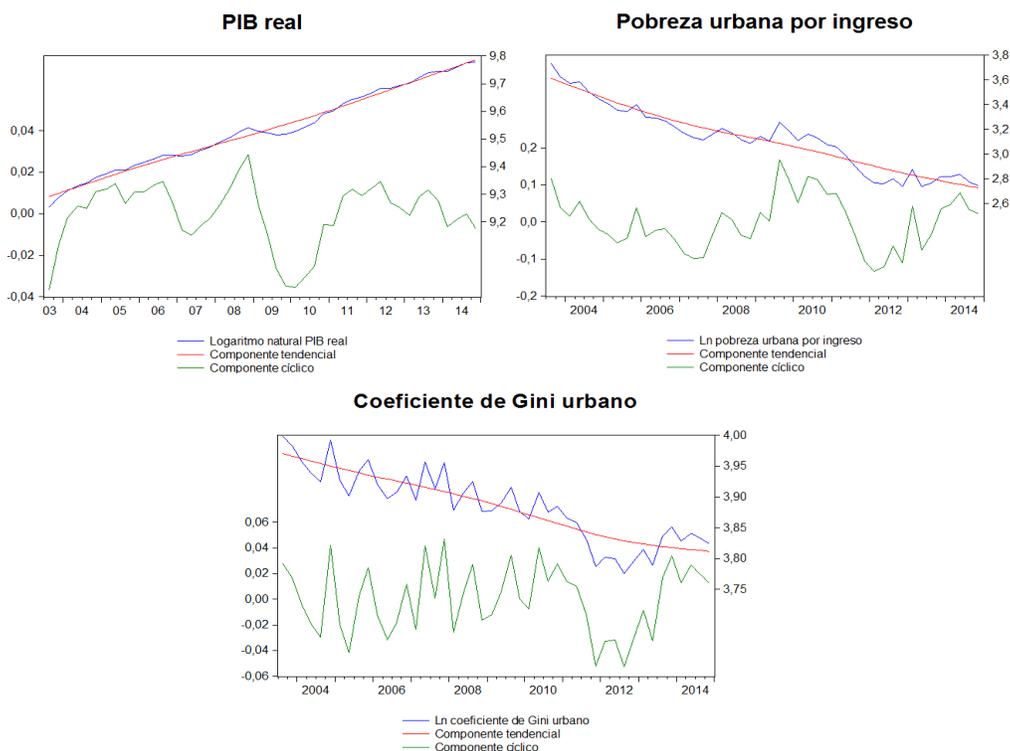
Como tenemos un conjunto de observaciones que podrían ser consideradas como posibles quiebres estructurales, se aplica el test de Chow para identificar el punto preciso del quiebre<sup>28</sup>. Básicamente este test paramétrico contrasta los residuos de dos modelos, el primero considera a todas las observaciones como un solo conjunto de datos mientras que el segundo considera 2 grupos de observaciones. De esta manera, cuando los residuos del segundo modelo son menores a los residuos del primero entonces existe un quiebre estructural. Una vez identificado que existe un quiebre, la observación con el mayor estadístico f del test indica el periodo exacto del quiebre en la serie. En nuestro caso, para el coeficiente de Gini Urbano sería la observación 31 con un f de 90,09 a un nivel de confianza del 95%.

<sup>28</sup> Anexo 3: Test de Chow

Como una primera conclusión, se puede afirmar que la serie del logaritmo natural del coeficiente de Gini urbano en el Ecuador presenta un quiebre estructural de nivel o intercepto durante el primer trimestre de 2011. Las demás series no presentan evidencia significativa sobre la presencia de quiebres estructurales que afecten de forma considerable su comportamiento.

Para ser más precisos al identificar los quiebres de cada serie, Zivot-Andrews (1992), Chow (1960), Bai-Perron (2003) recomiendan un método adicional que permite identificar cambios estructurales en series temporales. Bajo el criterio aditivo, como paso previo, se pueden descomponer las series en cada uno de sus componentes, cíclico y tendencial, para luego aplicar los diversos test de estabilidad (Zivot y Andrews, Chow, etc.). Para realizar esta descomposición se puede utilizar el filtro lineal Hodrick-Prescott<sup>29</sup> que permite aislar los componentes cíclico y tendencial, conservando su naturaleza original.

**Figura 9: Filtro Hodrick-Prescott**



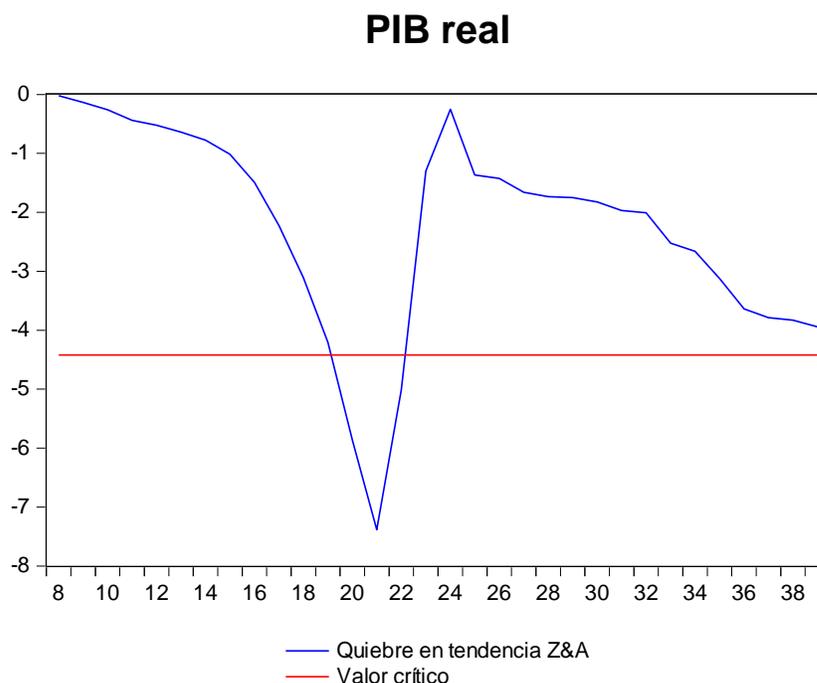
**Elaboración:** Autor

<sup>29</sup> Es un filtro lineal no causal que conserva las frecuencias menores a cierto valor y elimina los mayores, se basa en un problema de minimización que suaviza el componente tendencial. Es uno de los filtros más usados en el análisis de series temporales debido a que permite incluir shocks estocásticos al componente tendencial.

En este caso, se aplicará el test de Zivot y Andrews a los componentes tendencial y cíclico de las series de forma individual<sup>30</sup>. De esta forma, al analizar por separado los componentes de las series, los resultados muestran que el componente tendencial del logaritmo natural del PIB real presenta un punto de quiebre estructural en la observación 21, es decir, en el tercer trimestre de 2008 (Figura 11).

Mientras que los componentes tendenciales y cíclicos del logaritmo natural de la pobreza urbana por ingreso y el coeficiente de Gini urbano no presentan ningún quiebre estructural.

**Figura 10: Quiebre en el componente tendencial del PIB**



**Elaboración:** Autor

Finalmente, se concluye que existe evidencia estadística de la presencia de dos cambios estructurales en la evolución univariante de las series. El primero determina una desaceleración del crecimiento del PIB real en el tercer trimestre de 2008, probablemente debido a la crisis económica y financiera mundial de ese año; y el segundo cambio estructural marca una leve aceleración en la disminución del coeficiente de Gini urbano en

<sup>30</sup> Anexo 4: Test de Zivot y Andrews a los componentes tendencial y cíclico

el primer trimestre de 2011, como respuesta a la fuerte inversión estatal en el sector social enfocada hacia una política redistributiva. Por otra parte, estadísticamente no se puede avalar la presencia de quiebres en la disminución de la pobreza urbana por ingreso.

Cabe resaltar que éste es apenas el análisis individual de las series y refleja resultados preliminares. A continuación se complementa la investigación al verificar las relaciones que existen entre las variables a través de un modelo de vectores autorregresivos.

## 4.2. Análisis multivariante

Una vez terminado el análisis univariante, es necesario verificar las relaciones entre las variables analizadas o sus rezagos, su estabilidad en el corto y largo plazo, y sus posibles quiebres estructurales, a través de un modelo de vectores autorregresivos. El objetivo es estimar el efecto conjunto que origina una variación en las variables o en sus rezagos y en su desarrollo conjunto. Para identificar el modelo de vectores autorregresivos propicio para estimar las relaciones entre las variables se debe analizar su cointegración.

### 4.2.1. Cointegración

Es posible que las series tengan un comportamiento similar y presenten un equilibrio en el largo plazo, para verificar aquello se utiliza el test de Engle y Granger que realiza una prueba de estacionariedad sobre los residuos de un modelo simple de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) entre la variable dependiente y las exógenas. De esta forma, se aplica la prueba de cointegración en las siguientes relaciones:

$$Po = c + \beta_1 PIB + \varepsilon \quad (1)$$

$$Po = c + \beta_2 Gini + \varepsilon \quad (2)$$

Donde:

Po:	Es la pobreza urbana por ingreso
PIB:	Es el PIB real
Gini:	Es el coeficiente de Gini urbano
c:	Es el nivel o constante
$\beta$ :	Es el coeficiente de las variables explicativas
$\varepsilon$ :	Es el término de error

Bajo el enfoque tradicional de Engle y Granger (1987), al aplicar la prueba de Dickey-Fuller aumentado sobre los residuos de las ecuaciones, se comprueba que las series están cointegradas, es decir, sus residuos son estacionarios y tienen equilibrio en el largo plazo. Por ejemplo, el estadístico t de la prueba de raíz unitaria sobre los residuos de la relación entre la pobreza urbana por ingreso y el PIB real (-3,088) es mayor en valor absoluto al valor crítico al 95% de confianza (-2,928) por lo que se rechaza la hipótesis nula y sus residuos son estacionarios. Lo mismo ocurre con la relación entre la pobreza urbana por ingreso y el coeficiente de Gini urbano (Tabla 3).

**Tabla 3: Dickey-Fuller aumentado sobre los residuos**

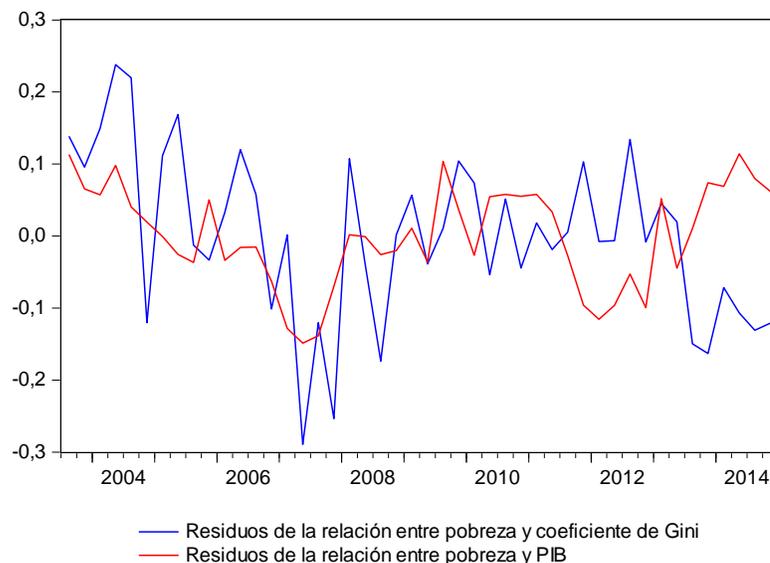
<i>Modalidad</i>	Dickey-Fuller aumentado		Valores Críticos*		
	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>	<i>1%</i>	<i>5%</i>	<i>10%</i>
$Po = c + \beta_1 PIB + \varepsilon$	<b>-3,088</b>	<b>3,46%</b>	-3,585	-2,928	-2,602
$Po = c + \beta_2 Gini + \varepsilon$	<b>-4,612</b>	<b>0,05%</b>	-3,585	-2,928	-2,602

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**Elaboración:** Autor

**Figura 11: Estacionariedad de los residuos**

**Gráfico de residuos (cointegración)**



**Elaboración:** Autor

Por otra parte, al aplicar el test de cointegración de Johansen (1991)<sup>31</sup> se confirma la cointegración entre las variables, considerando la traza se rechaza la hipótesis nula de la no existencia de cointegración con una probabilidad de 98,03 por ciento. Mientras que al analizar los valores propios no se confirma la presencia de cointegración y no se puede rechazar la hipótesis nula debido a que los *p* valores son superiores al 5 por ciento de probabilidad.

De esta manera, se determina la relación de cointegración normalizada de la pobreza urbana por ingreso con el PIB real (5,93) y con el coeficiente de Gini urbano (10,90).

**Tabla 4: Prueba de cointegración de Johansen**

Sample (adjusted): 2005Q2 2014Q4  
 Included observations: 39 after adjustments  
 Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: LNPOBREZA\_SA LNPIB LNGINI  
 Lags interval (in first differences): 1 to 6

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.397249	33.16661	29.79707	0.0197
At most 1	0.243318	13.42282	15.49471	0.1002
At most 2	0.063272	2.549127	3.841466	0.1104

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.397249	19.74379	21.13162	0.0773
At most 1	0.243318	10.87369	14.26460	0.1606
At most 2	0.063272	2.549127	3.841466	0.1104

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

<sup>31</sup> La teoría de series temporales sugiere aplicar entre 4 a 6 rezagos para datos trimestrales. En este caso se seleccionaron 6 retardos.

---



---

LNPOBREZA		
_SA	LNPIB	LNGINI
8.709639	51.65326	94.96895
25.80505	26.24739	-50.01250
1.263681	22.28361	26.12177

---



---

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

---



---

D(LNPOBREZ			
A_SA)			
-0.002111	-0.019580	0.002399	
D(LNPIB)	-0.000184	0.001950	0.001295
D(LNGINI)	-0.012547	2.22E-05	-4.69E-05

---



---

1 Cointegrating Equation(s):    Log likelihood    321.2969

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

---



---

LNPOBREZA		
_SA	LNPIB	LNGINI
1.000000	5.930585	10.90389
	(1.47186)	(3.54738)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

---



---

D(LNPOBREZ	
A_SA)	
-0.018385	(0.08174)
D(LNPIB)	-0.001599
	(0.01298)
D(LNGINI)	-0.109282
	(0.03088)

---



---

2 Cointegrating Equation(s):    Log likelihood    326.7337

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

---



---

LNPOBREZA		
_SA	LNPIB	LNGINI
1.000000	0.000000	-4.596534
		(0.47173)
0.000000	1.000000	2.613642
		(0.17229)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

---



---

D(LNPOBREZ		
A_SA)		
-0.523650	-0.622959	
	(0.22441)	(0.47740)
D(LNPIB)	0.048713	0.041693
	(0.03870)	(0.08233)
D(LNGINI)	-0.108710	-0.647526
	(0.09658)	(0.20546)

---



---

**Elaboración:** Autor

#### 4.2.2. Causalidad de Granger

El test de causalidad de Granger permite verificar la relación unidireccional o bidireccional de las variables, su hipótesis nula ratifica la no existencia de causalidad entre ellas. La Tabla 5 muestra que se rechaza la hipótesis nula que afirma que el PIB real no causa, en el sentido de Granger, al coeficiente de Gini urbano. Las demás relaciones de causalidad no pueden rechazar la hipótesis nula de ausencia de causalidad entre ellas, es así que su estadístico f tiene una probabilidad menor que 0.05 dando paso al no rechazo del criterio de que no se generan mutuamente en el sentido de Granger.

En resumen, la única relación de causalidad establece que el PIB real precede al coeficiente de Gini urbano y sus retardos influyen de forma significativa en la evolución del PIB real.

**Tabla 5: Prueba de causalidad de Granger**

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 2003Q3 2014Q4

Lags: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LNPIB does not Granger Cause LNPOBREZA_SA	40	1.65779	0.1700
LNPOBREZA_SA does not Granger Cause LNPIB		0.32921	0.9157
LNGINI does not Granger Cause LNPOBREZA_SA	40	0.71062	0.6440
LNPOBREZA_SA does not Granger Cause LNGINI		0.76994	0.6002
LNGINI does not Granger Cause LNPIB	40	0.25344	0.9536
LNPIB does not Granger Cause LNGINI		3.67515	0.0085

**Elaboración:** Autor

En este contexto, una vez verificada la no estacionariedad de las series, su integrabilidad de orden 1, que presentan una ecuación de cointegración significativa<sup>32</sup> y que presentan al menos una relación de causalidad en el sentido de Granger, se establece como metodología

<sup>32</sup> En el caso de que las series sean integradas del mismo orden pero no cointegradas se puede aplicar un VAR sin restricciones.

óptima la aplicación del modelo de vectores de corrección del error (VEC)<sup>33</sup> para definir la relación entre las series y sus rezagos.

### 4.2.3. Vectores de corrección del error (VEC)

El modelo de vectores de corrección del error (VEC por sus siglas en inglés), plantea que las variables presentan un equilibrio en el largo plazo, sin embargo, en el corto plazo existen desequilibrios que son corregidos de forma gradual por la ecuación de cointegración a través de ajustes parciales en cada periodo.

Para generar el modelo suponemos que las condiciones de equilibrio en el largo plazo no presentan tendencia (criterio económico de estado estacionario). De esta forma, se estima el siguiente modelo:

$$X_t = \Pi X_{t-k} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-(k-1)} + Bz_t + \mu_t \quad (3)$$

Donde:

$X_t$  es la matriz compuesta por la pobreza urbana por ingreso, el PIB real y el coeficiente de Gini urbano

$\Pi = (\sum_{j=1}^k \beta_j) - I_g$  es la matriz del producto de los vectores de cointegración ( $\beta$ ) y de los parámetros de ajuste para cada ecuación del VEC ( $\alpha$ ) con la matriz de identidad  $I_g$

$\Gamma_i = (\sum_{j=1}^i \beta_j) - I_g$  es la matriz de coeficientes estimados de la regresión

$\mu_t$  es el vector de errores

Cabe destacar que para variables trimestrales se deben estimar modelos hasta con 6 retardos<sup>34</sup>.

---

<sup>33</sup> Es una clase de vectores autorregresivos con restricciones dadas por la relación en el largo plazo (ecuación de cointegración)

La Tabla 6 muestra los resultados de los criterios para definir el número de rezagos que se aplicarán en la aplicación del VEC que en este caso es tan solo 1.

**Tabla 6: Criterios para seleccionar el número de rezagos**

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LNPOBREZA\_SA LNPIB

LNGINI

Exogenous variables:

Sample: 2003Q3 2014Q4

Included observations: 40

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	284.6831	NA	2.07e-10*	-13.78415*	-13.40416*	-13.64676*
2	292.9914	14.12408	2.16e-10	-13.74957	-12.98957	-13.47478
3	296.5486	5.513661	2.88e-10	-13.47743	-12.33743	-13.06524
4	299.4040	3.997594	4.05e-10	-13.17020	-11.65021	-12.62062
5	305.5282	7.655265	4.96e-10	-13.02641	-11.12642	-12.33943
6	313.1811	8.418180	5.82e-10	-12.95905	-10.67907	-12.13468

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

**Elaboración:** Autor

En este sentido, se estima el modelo VEC (p-1) con 1 retardo y una ecuación de cointegración cuyos resultados se muestran en la Tabla 7.

Como primeros resultados se deben analizar los resultados de la dinámica de ajuste de corto y largo plazo. Para ello, de acuerdo a la teoría económica, consideramos que las variaciones en el indicador de pobreza dependen de las variaciones en el PIB real y en la desigualdad medida a través del coeficiente de Gini.

<sup>34</sup> Mediante prueba y error se concluye que el número de retardos óptimos para el VEC es 1, que es el menor número de retardos que minimiza el valor de los criterios de Akaike, Schwarz, etc.

**Tabla 7: Resultados del VEC**

Vector Error Correction Estimates  
 Sample (adjusted): 2004Q1 2014Q4  
 Included observations: 44 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LNPOBREZA_SA(-1)	1.000000		
LNPIB(-1)	0.181826		
	(0.47603)		
	[ 0.38197]		
LNGINI(-1)	-4.372389		
	(1.20301)		
	[-3.63453]		
C	12.13168		
D(LNPOBREZ			
Error Correction:	A_SA	D(LNPIB)	D(LNGINI)
CointEq1	<b>-0.123092</b>	0.007741	0.116596
	<b>(0.09961)</b>	(0.01488)	(0.04811)
	<b>[-1.23573]</b>	[ 0.52037]	[ 2.42330]
D(LNPOBREZA_SA(-1))	<b>-0.317985</b>	0.000945	-0.152654
	<b>(0.16256)</b>	(0.02428)	(0.07852)
	<b>[-1.95605]</b>	[ 0.03890]	[-1.94406]
D(LNPIB(-1))	<b>-1.353921</b>	0.397191	-1.139999
	<b>(0.98323)</b>	(0.14685)	(0.47492)
	<b>[-1.37702]</b>	[ 2.70482]	[-2.40038]
D(LNGINI(-1))	<b>0.077238</b>	0.002754	-0.110503
	<b>(0.35355)</b>	(0.05280)	(0.17077)
	<b>[ 0.21847]</b>	[ 0.05215]	[-0.64708]
C	<b>-0.010618</b>	0.006495	0.006099
	<b>(0.01380)</b>	(0.00206)	(0.00667)
	<b>[-0.76915]</b>	[ 3.15006]	[ 0.91471]
R-squared	<b>0.150286</b>	0.181896	0.383361
Adj. R-squared	<b>0.063136</b>	0.097988	0.320116
Sum sq. resids	<b>0.125161</b>	0.002792	0.029202
S.E. equation	<b>0.056650</b>	0.008461	0.027364
F-statistic	<b>1.724447</b>	2.167807	6.061512
Log likelihood	<b>66.53828</b>	150.2026	98.55642
Akaike AIC	<b>-2.797195</b>	-6.600117	-4.252565
Schwarz SC	<b>-2.594446</b>	-6.397368	-4.049816
Mean dependent	<b>-0.019945</b>	0.011146	-0.003602
S.D. dependent	<b>0.058528</b>	0.008908	0.033186
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.26E-10	
Determinant resid covariance		8.77E-11	
Log likelihood		322.1583	
Akaike information criterion		-13.82538	
Schwarz criterion		-13.09548	

Elaboración: Autor

En este caso se usan los coeficientes estimados por el modelo VEC<sup>35</sup> para calcular los coeficientes de corto y largo plazo por MCO (Tabla 8). Los coeficientes del vector de cointegración son significativos al 5%; el coeficiente  $C_1$  es negativo y significativo por lo tanto hay evidencia estadística de una relación en el largo plazo entre las variables. Entonces, el equilibrio en el largo plazo está dado por la siguiente serie estacionaria:

$$Pobreza_t + 0,1818 * PIB_t - 4,372 * Gini_t = 0 \quad (4)$$

En cambio en el corto plazo, de acuerdo al test de Wald que prueba la hipótesis nula de que los coeficientes son igual a cero, resulta que los coeficientes  $C_2$ ,  $C_3$  y  $C_4$  son no significativos, por lo tanto no existe evidencia de una relación en el corto plazo de las variables. Por otra parte, la ecuación de cointegración corrige aproximadamente el 12,3% de la distancia que separa el valor de cada variable del equilibrio de largo plazo (en función del periodo anterior).

**Tabla 8: Relación de corto y largo plazo**

Dependent Variable: D(LNPOBREZA\_SA)  
Method: Least Squares  
Sample (adjusted): 2004Q1 2014Q4  
Included observations: 44 after adjustments  
D(LNPOBREZA\_SA) = C(1)\*( LNPOBREZA\_SA(-1) + 0.181825937053  
\*LNPIB(-1) - 4.37238869985\*LNGINI(-1) + 12.1316774724 ) + C(2)  
\*D(LNPOBREZA\_SA(-1)) + C(3)\*D(LNPIB(-1)) + C(4)\*D(LNGINI(-1)) + C(5)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.123092	0.099610	-1.235732	0.2239
C(2)	-0.317985	0.162565	-1.956053	0.0576
C(3)	-1.353921	0.983228	-1.377017	0.1764
C(4)	0.077238	0.353545	0.218468	0.8282
C(5)	-0.010618	0.013805	-0.769147	0.4464
R-squared	0.150286	Mean dependent var		-0.019945
Adjusted R-squared	0.063136	S.D. dependent var		0.058528
S.E. of regression	0.056650	Akaike info criterion		-2.797195
Sum squared resid	0.125161	Schwarz criterion		-2.594446
Log likelihood	66.53828	Hannan-Quinn criter.		-2.722006
F-statistic	1.724447	Durbin-Watson stat		2.073178
Prob(F-statistic)	0.164163			

<sup>35</sup> El modelo de MCO a estimar es:  $d(pobreza) = C_1 * (0,1818 pobreza_{-1} - 4,3723 gini_{-1} + 12,1316) + C_2 * d(pobreza_{-1}) + C_3 * d(PIB_{-1}) + C_4 * d(gini_{-1}) + C_5$ ; siendo el coeficiente  $C_1$  el de largo plazo y los coeficientes  $C_2$ ,  $C_3$  y  $C_4$  los de corto plazo.

Wald Test:  
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.483954	(3, 39)	0.2339
Chi-square	4.451861	3	0.2166

Null Hypothesis:  $C(2)=C(3)=C(4)=0$   
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	-0.317985	0.162565
C(3)	-1.353921	0.983228
C(4)	0.077238	0.353545

Restrictions are linear in coefficients.

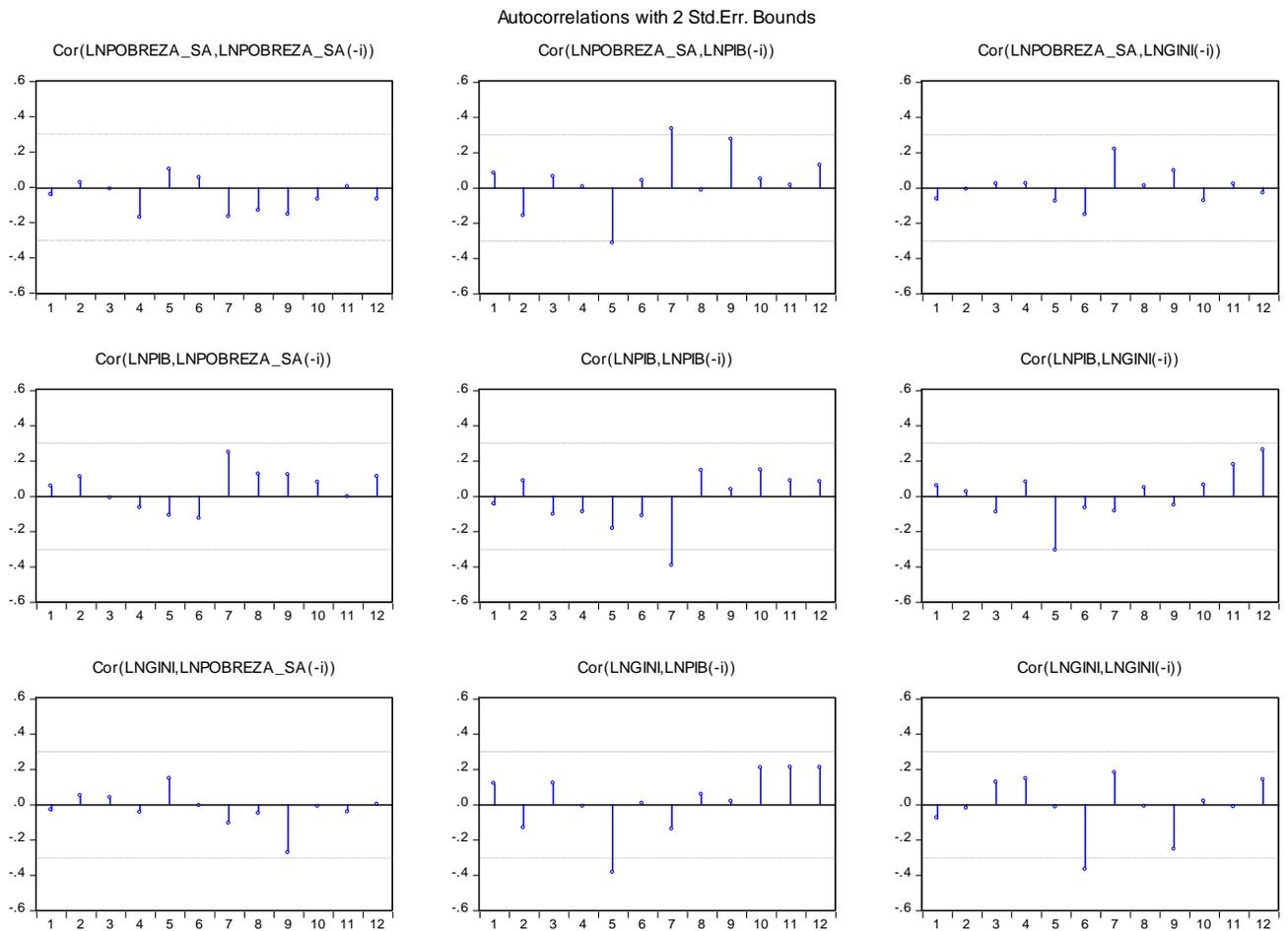
**Elaboración:** Autor

#### 4.2.4. Diagnóstico del VEC

El modelo VEC planteado debe cumplir con los principios de no autocorrelación, normalidad y homoscedasticidad del término de error.

De forma gráfica (Figura 13), para verificar la no autocorrelación se analiza el correlograma del modelo VEC, como el 95% de las barras no superan el intervalo de confianza no se rechaza la hipótesis nula sobre la ausencia de autocorrelación.

**Figura 12: Correlograma de residuos del VEC**



**Elaboración:** Autor

Al aplicar el test de normalidad (Tabla 9), se confirma que el modelo cumple con la premisa de normalidad en los residuos pues se acepta la hipótesis nula porque los p valor son mayores a 0,05.

**Tabla 9: Test de normalidad del VEC**

VEC Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal  
 Sample: 2003Q3 2014Q4  
 Included observations: 44

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.768731	4.333618	1	0.0374
2	-0.448750	1.476761	1	0.2243
3	0.436577	1.397730	1	0.2371
Joint		7.208109	3	0.0656

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.128784	0.030406	1	0.8616
2	3.728596	0.973230	1	0.3239
3	2.592268	0.304784	1	0.5809
Joint		1.308420	3	0.7271

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4.364025	2	0.1128
2	2.449991	2	0.2938
3	1.702513	2	0.4269
Joint	8.516529	6	0.2026

**Elaboración:** Autor

En cuanto a homoscedasticidad, se aplica la prueba de White cuya hipótesis nula afirma que todos los residuos tienen la misma varianza. El modelo VEC planteado no rechaza la hipótesis nula debido a que los p valores de la prueba son mayores a 0,05, es decir, el modelo es homoscedástico (Tabla 10).

En conclusión, el modelo VEC cumple con los supuestos de no autocorrelación, homoscedasticidad y normalidad por lo que se valida el modelo y sus estimadores serán eficientes insesgados y consistentes.

**Tabla 10: Prueba de White del VEC**

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 2003Q3 2014Q4

Included observations: 44

---

---

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
34.07929	48	0.9354			

---

---

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(8,35)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.189214	1.020999	0.4388	8.325418	0.4023
res2*res2	0.114741	0.567057	0.7974	5.048606	0.7524
res3*res3	0.228631	1.296734	0.2771	10.05976	0.2609
res2*res1	0.037402	0.169993	0.9936	1.645699	0.9900
res3*res1	0.151920	0.783709	0.6199	6.684459	0.5710
res3*res2	0.028821	0.129835	0.9975	1.268135	0.9959

---

---

**Elaboración:** Autor

#### 4.2.5. Funciones de impulso respuesta del VEC

Las funciones impulso respuesta permiten interpretar las relaciones entre las variables determinadas por el modelo VEC. De esta forma, estas funciones simulan un choque en una de las variables para determinar su efecto sobre las demás.

En el caso de los modelos VEC, cuyo insumo principal son series no estacionarias, las respuestas ante choques en una variable no necesariamente deben disminuir y tender a cero (característica principal de estas funciones en los modelos VAR).

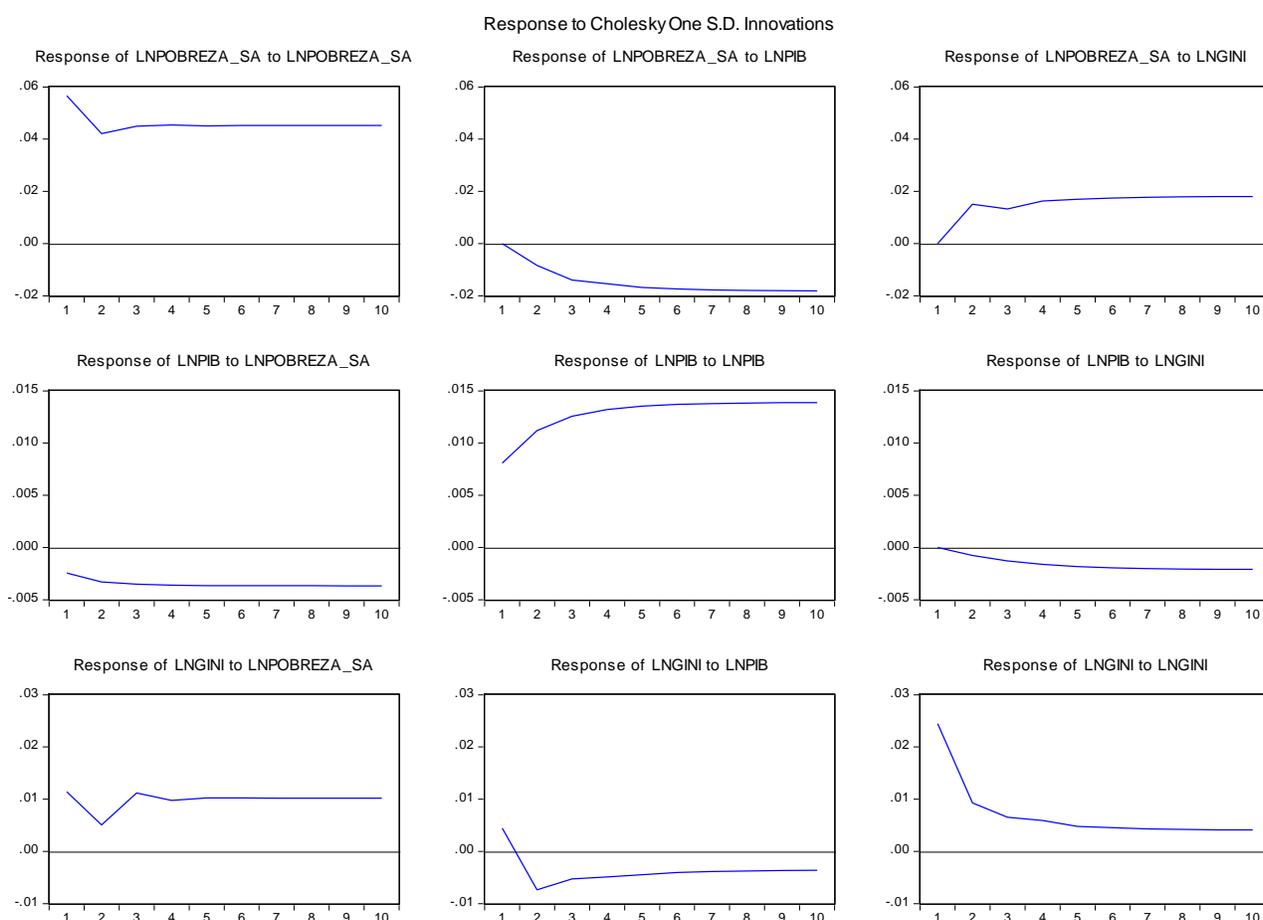
Al analizar las funciones de impulso respuesta ortogonalizadas del modelo VEC estimado para 10 periodos (Figura 14) se puede verificar que un shock en el PIB real genera una disminución de la pobreza urbana por ingreso estadísticamente significativa durante 3 periodos y una reducción del coeficiente de Gini urbano durante los 2 trimestres siguientes.

Por otra parte, un cambio aleatorio en la estructura de equidad de la sociedad medida a través del coeficiente de Gini urbano genera un incremento en la pobreza urbana

por ingreso significativo durante los dos siguientes trimestres. Esta interpretación se contrapone al criterio económico clásico que considera que menores niveles de desigualdad en la sociedad aseguran un menor número de pobres. Las dos reacciones de respuesta descritas anteriormente tienen magnitudes que son débiles en sentido estricto.

Obviamente, el mayor efecto ante un shock aleatorio se da entre la misma variable, es decir, un choque en la pobreza urbana por ingreso en periodos anteriores reduce de forma más fuerte la pobreza del periodo actual en comparación con variaciones en el PIB real y el coeficiente de Gini urbano. Este efecto es fuerte hasta por los 2 trimestres siguientes, luego deja de ser significativo<sup>36</sup>.

**Figura 13: Funciones de impulso respuesta del VEC**



**Elaboración:** Autor

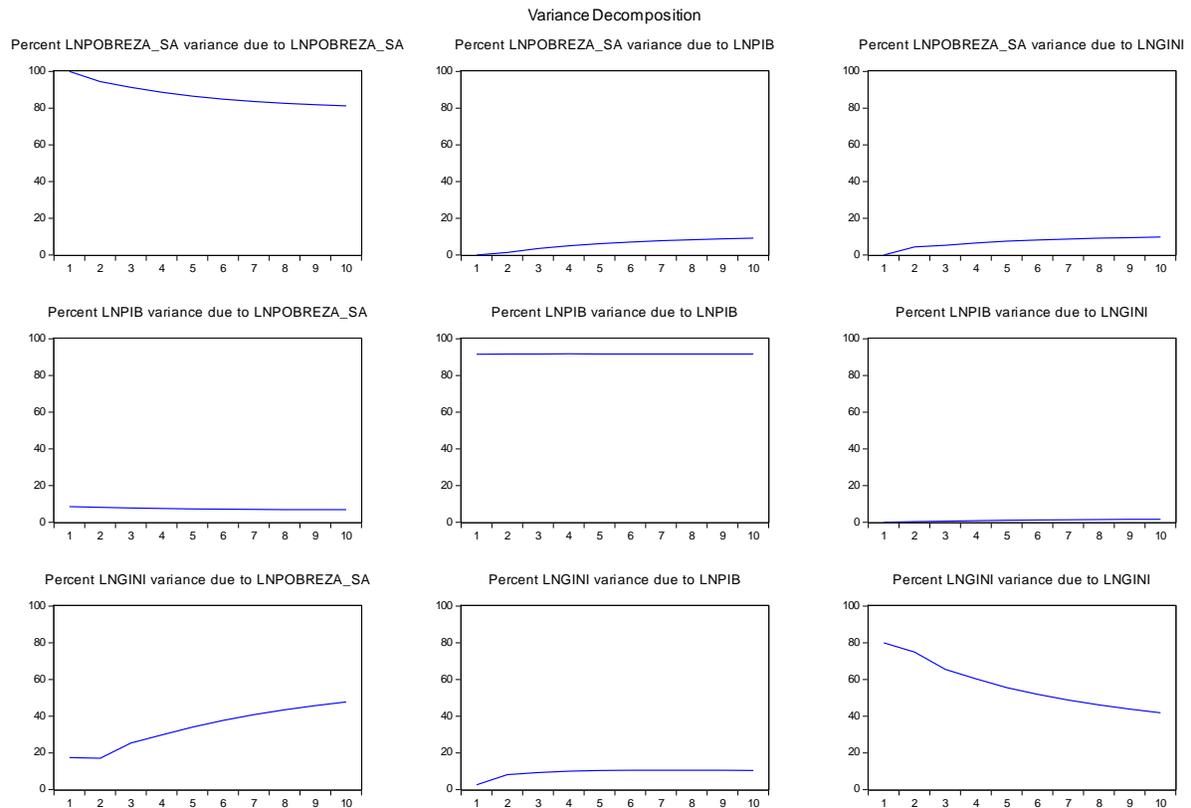
<sup>36</sup> Anexo 5: Resultados de la función de impulso respuesta del VEC.

#### 4.2.6. Descomposición de la varianza del VEC

El análisis de la descomposición de la varianza del modelo VEC complementa el análisis de las funciones de impulso respuesta y logra verificar la importancia relativa que tienen los choques aleatorios en una variable sobre las demás. De esta forma, se observa la importancia de cada variable en el tiempo, en este caso se eligieron 10 periodos (Figura 15).

Se concluye que más del 80% de la varianza de la pobreza urbana por ingreso se explica por sus rezagos, mientras que el porcentaje restante lo explican las variaciones en el PIB real y en el coeficiente de Gini urbano con una magnitud semejante que no supera el 10%<sup>37</sup>.

**Figura 14: Descomposición de la varianza del VEC**



**Elaboración:** Autor

<sup>37</sup> Anexo 6: Resultados de la descomposición de la varianza del VEC.

#### 4.2.7. Predicción del VEC

La aplicación final del modelo VEC es predecir los próximos puntos para cada una de las variables en los siguientes periodos. Al resolver el sistema de ecuaciones planteado por el modelo se obtienen las siguientes predicciones<sup>38</sup>.

**Tabla 11: Predicciones del modelo VEC**

Periodo	Trimestre	PIB real trimestral (millones de dólares de 2007)	Pobreza urbana por ingreso	Coefficiente de Gini urbano
2015	I	17.801,785	0,15573	0,45714
	II	17.965,670	0,15357	0,45305
	III	18.143,869	0,15118	0,45096
	IV	18.330,049	0,14870	0,44874
2016	I	18.521,602	0,14611	0,44680
	II	18.717,047	0,14352	0,44498
	III	18.915,576	0,14095	0,44322
	IV	19.116,785	0,13840	0,44151

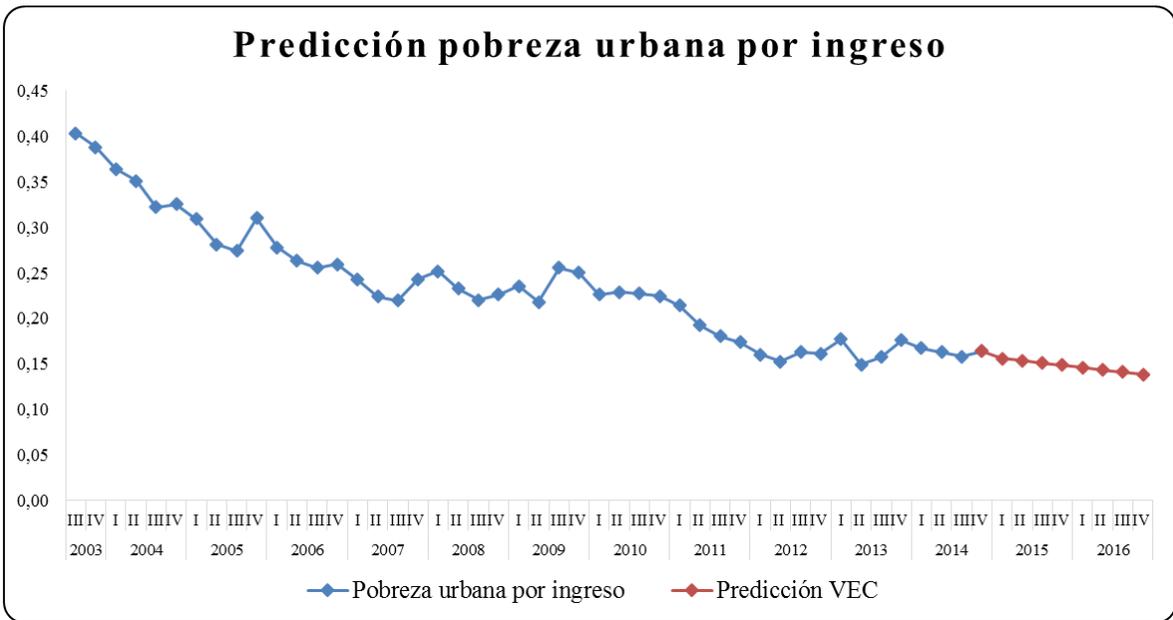
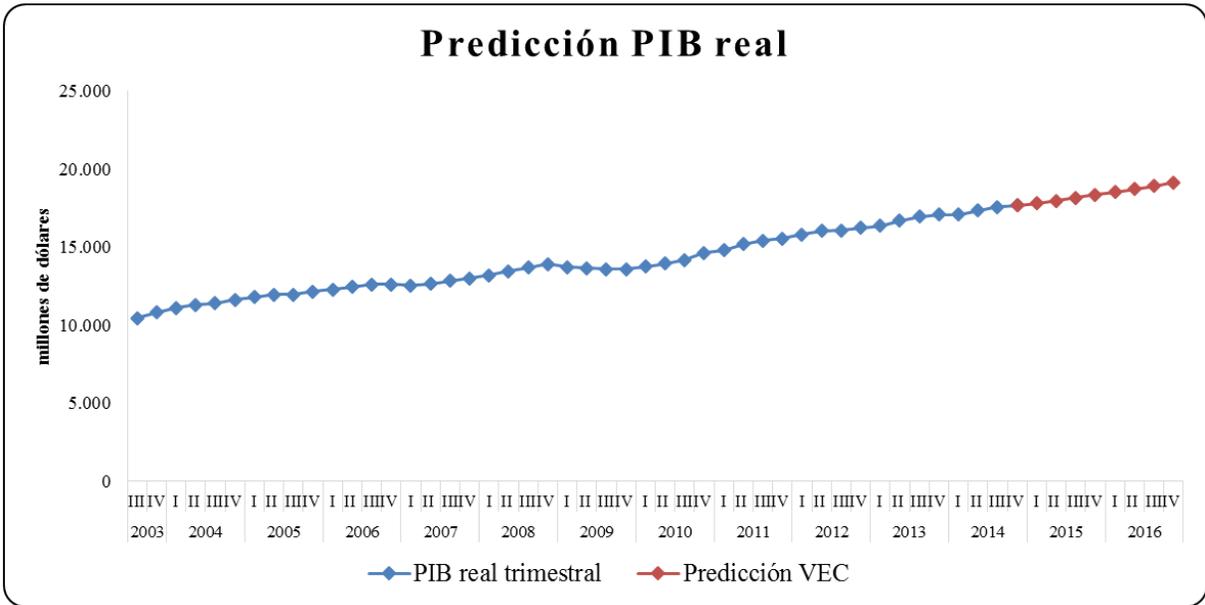
**Elaboración:** Autor

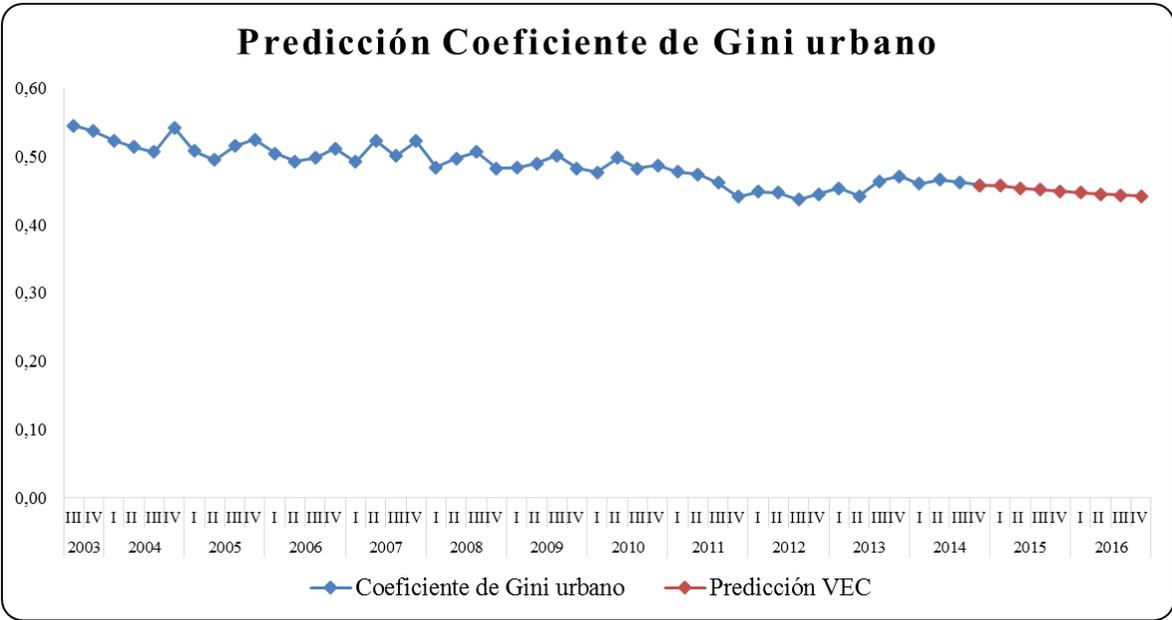
Las predicciones mantienen la tendencia de reducción del coeficiente de Gini y la pobreza urbana por ingreso e incremento del PIB real para los dos siguientes años (2014-2015). Sin embargo, el modelo predice una desaceleración en las tasas de crecimiento para las tres variables las cuales son menores a las experimentadas en el periodo 2013 - 2014.

---

<sup>38</sup> En el caso de datos trimestrales interpretados por modelos VEC la teoría plantea inferir máximo 4 resultados, sin embargo, en este documento se han estimado los valores para 8 periodos siguientes.

**Figura 15: Predicciones del modelo VEC**





**Elaboración:** Autor

## CAPÍTULO V

### DISCUSIÓN DE LOS RESULTADOS

#### 5.1. Conclusiones y recomendaciones

- Existe evidencia estadística que comprueba la presencia de dos cambios estructurales en la evolución univariante de los indicadores macroeconómicos y sociales del Ecuador durante el periodo 2003-2014. El primero determina una desaceleración del crecimiento del PIB real en el tercer trimestre de 2008, probablemente debido a la crisis económica y financiera mundial de ese año; y el segundo cambio estructural marca una leve aceleración en la disminución del coeficiente de Gini urbano en el primer trimestre de 2011, como respuesta a la fuerte inversión estatal en el sector social enfocada hacia una política redistributiva.
- En el sentido de Granger, existe una relación de causalidad que establece que el PIB real precede al coeficiente de Gini urbano y sus retardos influyen de forma significativa en la evolución del PIB real. En otras palabras, la igualdad y el crecimiento económico son interdependientes y se retroalimentan, una mayor producción brinda la posibilidad de reducir, de forma más efectiva, la desigualdad y una mayor equidad promueve un mayor crecimiento.
- El modelo VEC generado con la pobreza urbana por ingreso (variable dependiente), el PIB real y el coeficiente de Gini urbano (variables exógenas), con una ecuación de cointegración y un retardo satisface los supuestos de no autocorrelación, homoscedasticidad y normalidad por lo que sus estimadores serán eficientes, insesgados y consistentes.
- Un shock en el PIB real genera una disminución de la pobreza urbana por ingreso estadísticamente significativa durante tres periodos y una reducción del coeficiente de Gini urbano durante los 2 trimestres siguientes. Por lo tanto, el crecimiento económico es fundamental para generar un efecto dinámico positivo sobre la reducción de la pobreza y la desigualdad en el Ecuador.
- El mayor efecto para reducir la pobreza urbana por ingreso se da por sí misma, es decir, un choque en la pobreza urbana por ingreso en periodos anteriores reduce de

forma más fuerte la pobreza del periodo actual en comparación con variaciones provocadas por el PIB real y el coeficiente de Gini urbano. Este efecto es fuerte hasta por los 2 trimestres siguientes, luego deja de ser significativo.

- Más del 80% de la varianza de la pobreza urbana por ingreso se explica por sus rezagos, mientras que el porcentaje restante lo explican las variaciones en el PIB real y en el coeficiente de Gini urbano con una magnitud semejante que no supera el 10%.
- Las predicciones generadas por el modelo VEC confirman que se mantendrá la tendencia de reducción del coeficiente de Gini urbano y la pobreza urbana por ingreso e incremento del PIB real para los dos siguientes años (2014-2015). Sin embargo, el modelo predice una desaceleración en las tasas de crecimiento para las tres variables.
- Sin lugar a duda, el crecimiento económico es fundamental para lograr una reducción efectiva de la pobreza y la desigualdad en el Ecuador. Sin embargo, el crecimiento debe ir acompañado de políticas públicas redistributivas que busquen generar capacidades y creen oportunidades de desarrollo, en especial para los más pobres.
- Finalmente, el modelo se podría especificar de forma más precisa si: a) Se consideran a otras variables que complementan el análisis del vínculo entre crecimiento, pobreza y desigualdad como por ejemplo el desempleo, la productividad, el gasto público, entre otras. b) Se controla el alcance de los indicadores, por ejemplo incluir el ámbito rural en el coeficiente de Gini o en la pobreza por ingreso. Además, se podría escoger una o varias actividades específicas del PIB como construcción o la industria manufacturera que tienen mayor relación con generación de empleo, crecimiento y desigualdad. Estas recomendaciones pueden generar futuras líneas de investigación que extiendan el alcance del presente documento.

## BIBLIOGRAFÍA

- Aftalion, A. (1909). *La Réalité des surproductions générales: Essai d'une théorie des crises générales et périodiques*. Revue d'Economie Politique.
- Aguilera, M. (1998). *Crecimiento económico y distribución del ingreso, Balance teórico y evidencia empírica*. México, Facultad de Economía-ENEP Acatlán, UNAM.
- Ahamdanech, I. (2009). *Relación entre crecimiento, desigualdad y pobreza: un análisis aplicado a las regiones españolas*. Universidad de Alcalá. Departamento de Fundamentos de Economía e Historia Económica. Visto en [http://dspace.uah.es/dspace/bitstream/handle/10017/6589/capitulo\\_1.pdf?sequence=3](http://dspace.uah.es/dspace/bitstream/handle/10017/6589/capitulo_1.pdf?sequence=3).
- Altinay, G. y Karagol, E. (2004). *Structural break, unit root, and the causality between energy consumption and gdp in turkey*. Energy Economics 26, 985–994.
- Anderson, W. (1964). *Trickling Down: The Relationship Between Economic Growth and the Extend of Poverty among American Families*. Quarterly Journal of Economics 78.
- Andrade, P., Bruneau , C. y Gregoir, S. (2005). *Testing for the cointegration rank when some cointegrating directions are changing*. Journal of Econometrics 124, 269–310.
- Andrews , D. (1993). *Tests for parametric instability and structural change with unknown change point*. Econometrica 61(4).
- Arias, E. y Torres, C. (2004). *Modelos VAR y VECM para el pronóstico de corto plazo de las importaciones de Costa Rica*. Banco Central de Costa Rica.
- Arrufat, J., Díaz, A., Figueras, J., Utrera, G. (1999). *Hysteresis and Structural Breaks in Regional Unemployment. Argentina 1980-1998*. Documento presentado ante la Asociación Argentina de Economía Política XXXIVa Reunión Anual.1999.
- Avella, M. y Fergusson L. (2003). *El ciclo económico. Enfoques e ilustraciones. Los ciclos económicos de Estados Unidos y Colombia*.
- Bacon, D. y Watts, D. (1971). *Estimating the Transition between Two Intersecting Straight Lines*. Biometrika, 58, 3, pp. 25-34.
- Bai, J. (1997). *Estimation of a change point in multiple regression models*. Review of Economic and Statistics 79, 551–563.
- Bai, J. y Perron , P. (1998). *Estimating and testing linear models with multiple structural changes*. Econometrica 66, 47–78.

- Bai, J. y Perron, P. (2003). *Critical values for multiple structural change tests*. The Econometrics Journal 6, 72–78.
- Banco Central del Ecuador (2011). *Estadísticas Macroeconómicas Presentación Estructural 2011*.
- Banco Central del Ecuador (2012). *Estadísticas Macroeconómicas Presentación Estructural 2012*.
- Banerjee, A. y Duflo, E. (2003). *Inequality and growth: What can the data say?*, Journal of Economic Growth 8.
- Barro, R. (1991). *Economic Growth in a Cross-Section of Countries*, Quarterly Journal of Economics.
- Bartley, W., Lee, J., and Strazicich M. (2001). *Testing the Null of Cointegration in the Presence of a Structural Break*. Economics Letters.
- Battaglia, F. y Orfei, L. (2005). *Outlier detection and estimation in nonlinear time series*. Journal of Time Series Analysis 26(1).
- Ben-David, D. y Papell D. (1995). *The Great Wars, the Great Crash, and Steady State Growth: Some new evidence about an old stylized fact*. Journal of Monetary Economics, 36, 3, pp. 453-475.
- Ben-David, D., Lumsdaine, R. y Papell, D. (2003). *Unit Roots, Postwar Slowdowns and Long-run Growth: Evidence from Two Structural Breaks*. Empirical Economics, 28, 2, pp. 303-319.
- Bhagwati, N. (1988). *Poverty and Public Policy*. World Development 16.
- Bonilla, S. (2011). *Estructura económica y desempleo en Colombia: un análisis VEC*, Revista Sociedad y Economía 20.
- Bourguignon, F. (2000). *Can redistribution accelerate growth and development?*. Paper presented at the World Bank. Conference, Paris.
- Bourguignon, F. (2004). *The Poverty-Growth-Inequality Triangle*. Working Paper Series. The World Bank Series No.1064.
- Bowman, K. (1997). *Should the Kuznets effect be relied on to induce equalizing growth: evidence from Post-1950 development*. World Development, vol 25, núm1.
- Brooks, C. y Rew, A. (2002). *Testing for nonstationarity and cointegration allowing for the possibility of a structural break: an application to eurosterling interest rates*. Economic Modelling 19, 65–90.

- Bruno, M., Ravallion, M. y Squire, L. (1996). *Equity and growth in developing countries*. Policy Research Working Paper, 1563, TheWorld Bank.
- Busetti, F. y Harvey , A. (2003). *Further comments on stationarity tests in series with structural breaks at unknown points*. Journal of Time Series Analysis 24(2).
- Busetti, F. y Taylor , A. (2003). *Testing against stochastic trend and seasonality in the presence of unattended breaks and unit roots*. Journal of Econometrics 117, 21–53.
- Busetti, F. y Taylor , A. (2004). *Tests of stationarity against a change in persistence*. Journal of Econometrics 123, 33–66.
- Campos, J., Ericsson, N. y Hendry , D. (1996). *Cointegration tests in the presence of structural breaks*. Journal of Econometrics 70, 187–220.
- Cavaliere , G. (2004). *Testing stationarity under a permanent variance shift*. Economics Letters 82, 403–408.
- Chambers, D. (2007). *Trading places: Does past growth impact inequality?*. Journal of Development Economics 82.
- Chong, T. (2001). *Structural change in ar(1) models*. Econometric Theory 17, 87–155.
- Chow , G. (1960). *Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions*. Econometrica 28, 591–605.
- Chu, C. y White, H. (1992). *A direct test for changing trend*. Journal of Business and Economic Statistics 10, 189–199.
- Chu, C., Stinchcombe, M. y White, H. (1996). *Monotoring structural changes*. Econometrica 64, 1045–1066.
- Cimoli, M. (1992). *Exchange rate and productive structure in a technological gap model*. Economic Notes, vol. 21, Monte dei Paschi di Siena.
- Clemente, J., Montañés , A. y Reyes, M. (1998). *Testing for a unit root in variables with a double change in the mean*, Economics Letters 59, 175–182.
- Clements , M. y Hendry , D. (1997). *An empirical study of seasonal unit roots in forecasting*. International Journal of Forecasting 13, 341– 355.
- Comisión Económica para América Latina CEPAL. (2012). *Cambio Estructural para la igualdad. Una visión Integrada del Desarrollo*. Trigésimo cuarto período de sesiones de la CEPAL.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe CEPAL. (2010). *La hora de la igualdad: Brechas por cerrar, caminos por abrir*. Santiago de Chile.

- Cuñado, J., Gómez, J. y Pérez, F. (2004). *Structural changes in volatility and stock market development: Evidence for Spain*. Journal of Banking & Finance 28, 1745–1773.
- Da Silva Lopes, A. (2001). *The robustness of tests for seasonal differencing to structural breaks*. Economics Letters 71, 173–179.
- Diebold, F. y Chen, C. (1996). *Testing structural stability with endogenous breakpoint a size comparison of analytic and bootstrap procedures*. Journal of Econometrics 70, 221–241.
- Dollar, D. y Kraay A. (2000). *Growth is Good for the Poor*. World Bank.
- Engle, R. y Granger, C. (1987). *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*. Econometrica.
- Fernández-Corugedo, E. (2003). *Exercise on unit roots (including structural breaks), estimating a VECM and the implications of the VECM*. Center for Central Banking Studies (CCBS). Bank of England.
- Fields, G. y Jakubson, G. (1994). *New evidence on the Kuznets curve*. Cornell University.
- Formby, J., Hoover, A. y Kim, H. (2001). *Economic Growth and Poverty in The United States*. Journal of Income Distribution.
- Foster, J. y M. Székely, (2001). *Is Growth Good for the Poor? Tracking low incomes using general means*. Banco Interamericano de Desarrollo.
- Franses, P., Hock, H. y Paap, R. (1997). *Bayesian analysis of seasonal unit roots and seasonal mean shifts*. Journal of Econometrics 78, 359–380.
- Gachet, I., Maldonado, D., Pérez, W. (2008). *Determinantes de la Inflación en una Economía Dolarizada: El Caso Ecuatoriano*. Banco Central del Ecuador.
- Gallardo, M. y Rubio H. (2009). *Diagnóstico de estacionalidad con X-12-ARIMA*. Estudios Económicos Estadísticos No. 76. Banco Central de Chile.
- Galor, O. y Tsiddon, D. (1996). *Income distribution and growth: The Kuznets hypothesis revisited*. Economica, New Series, vol. 63, núm. 250.
- García, J. y Céspedes, N. (2011). *Pobreza y crecimiento económico: tendencias durante la década del 2000*.
- Giordani, P., Kohn, R. y Van Dijk, D. (2005). *A unified approach to nonlinearity, structural change and outliers*. Technical report, University of New South Wales, School of Economics.
- Granger, C. (1981). *Some properties of time series data and their use in econometric model specification*. Journal of Econometrics 16.

- Granger, C. y Hyung, N. (2004). *Occasional structural breaks and long memory with an application to the S&P 500 absolute stock returns*, Journal of Empirical Finance 11.
- Granger, C. y Teräsvirta, T. (1993). *Modelling Nonlinear Economic Relationships*. Oxford University Press.
- Greenaway, D., Leybourne, S. y Sapsford, D. (1997). *Modeling Growth (and Liberalization) using Smooth Transitions Analysis*. Economic Inquiry, 35, 4, pp. 798-814.
- Gregory, A., Nason, J. y Watt, D. (1996). *Testing for structural breaks in cointegrated relationships*. Journal of Econometrics 71, 321–341.
- Grimm, M. (2007). *Removing the anonymity axiom in assessing pro-poor growth*. Journal of Economic Inequality 5.
- Guisán, M. (2002). *CAUSALIDAD Y COINTEGRACION EN MODELOS ECONOMETRICOS: Aplicaciones a los países de la OCDE y limitaciones de los tests de cointegración*. Universidad de Santiago de Compostela. España.
- Hamori, S. y Tokihisa, A. (1997). *Testing for a unit root in the presence of a variance shift*. Economics Letters 57, 245–253.
- Harvey, D., Leybourne, S. y Newbold, P. (2002). *Seasonal unit root tests with seasonal mean shifts*. Economics Letters 76, 295–302.
- Hendry, D. y Clements, M. (2001). *Economic forecasting: Some lessons from recent research*. Technical report. U.K. Economic and Social Research Council.
- Hillebrand, E. (2005). *Neglecting parameter changes in garch models*. Journal of Econometrics 129, 121–138.
- Jenkins, S. y Van Kerm, P. (2006). *Trends in income inequality, pro-poor income growth and income mobility*. Oxford Economic Papers 58.
- Johansen, S. (1991). *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*. Econometrica 55.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: with Application to the Demand for Money*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52.
- Juhl, T. y Xiao, Z. (2005). *A nonparametric test for changing trends*. Journal of Econometrics 127, 179–199.
- Junttila, J. (2001). *Structural breaks, arima model and finnish inflation forecasts*, International Journal of Forecasting 17, 203–230.

- Kakwani, N. y Pernía, M. (2004). *What is Pro-poor Growth?*, Asian Development Review, Vol. 18, N° 1.
- Kikut, A. y Ocampo, A. (2005). *Ajuste estacional de series económicas con Tramo/seasons y Census X12-arima*. Banco Central de Costa Rica.
- Kim, T.-H., Leybourne, S. y Newbold, P. (2002). *Unit root tests with a break in innovation variance*. Journal of Econometrics 109, 365–387.
- Kraay, A. (2004). *When is Growth Pro-Poor? Cross-Country Evidence*. IMF Working Paper.
- Kurozumi, E. (2002). *Testing for stationarity with a break*. Journal of Econometrics 108, 63–99.
- Kuznets, S. (1955). *Economic Growth and Income Inequality*. The American Economic Review, Vol. 45, No. 1.
- Kuznets, S. (1966). *Modern Economic Growth*. Yale University Press.
- Kydland, F. y Prescott E. (1990). *Business Cycles: Real Facts and Monetary Myth*. Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review.
- Kydland, F. y Prescott E. (1982). *Time to Build and Aggregate Fluctuations*. Econometría 50 (November).
- Lanteri, L. (2008). *Choques de precios de materias primas, desempeño fiscal y crecimiento. Una propuesta de VAR estructural para la economía argentina*, Banco Central de Argentina.
- Lee, C. y Chang, C. (2005). *Structural breaks, energy consumption, and economic growth revisited: Evidence from Taiwan*. Energy Economics.
- Lee, J., Huang, C. y Shin, Y. (1997). *On stationary test in the presence of structural breaks*. Economics Letters 55, 165–172.
- Leybourne, S., Newbold, P. y Vougas, D. (1998). *Unit Roots and Smooth Transitions*. Journal of Time Series Analysis, 19, 1, pp. 83-97.
- Lin, C. y Teräsvirta T. (1994). *Testing the Constancy of Regression Parameters Against Continuous Structural Change*. Journal of Econometrics, 62, pp. 211-228.
- López, H. (2004). *Pro-poor growth: a review of what we know (and of what we don't)*. The World Bank.
- Lucas, R. (1972). *Expectations and the Neutrality of Money*. Journal of Economic Theory vol. 4.

- Lucas, R. (1977). *Understanding business cycles*. Carnegie-Rochester Series 5.
- Lumsdaine , R. y Papell, D. (1997). *Multiple trend breaks and the unit root hypothesis*. Review of Economics and Statistics 79, 212–218.
- Lumsdaine,R., Papell,D.(1997).*Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis*. TheReview of Economic and Statistics 79.
- Lundbergh, S., Terasvirta, T. y Van Dijk, D. (2003). *Time-varying smooth transition autoregressive models*. Journal of Business and Economic Statistics 21, 104–121.
- Lustig, N., Arias, O y Rigolini, J. (2001). *Reducción de la pobreza y crecimiento económico: la doble causalidad*. Seminario “La teoría del desarrollo en los albores del Siglo XXI”.
- Maddala, G. (1977). *Econometrics*. New York: McGraw-Hill.
- Mahía, R. (2006). Ejemplo de diagnóstico y tratamiento de la autocorrelación> Introducción al concepto de no estacionariedad y regresión espuria. Visto en [https://www.uam.es/personal\\_pdi/economicas/jmalonso/autocorrelacion.pdf](https://www.uam.es/personal_pdi/economicas/jmalonso/autocorrelacion.pdf).
- Marriott , J. y Newbold , P. (2000). *The strength of evidence for unit autoregressive roots and structural breaks: A bayesian perspective*. Journal of Econometrics 98, 1–25.
- Martín, F. (2012). *El crecimiento económico ecuatoriano en 2011*. Análisis de Coyuntura. Cuadernos de trabajo. FLACSO Ecuador.
- Mathus, M. (2008a). *Principales aportaciones teóricas sobre la pobreza*. Contribuciones a las Ciencias Sociales. Visto en <http://www.eumed.net/rev/cccss/02/mamr.htm>.
- Mathus, M. (2008b). *Pobreza, Crecimiento Económico y Distribución del Ingreso*. Contribuciones a la Economía. Visto en <http://www.eumed.net/ce/2008a/mamr.htm>.
- McConnell, M. y Pérez, G. (2000). *Output Fluctuations in United States: What Has Changed Since the Early 1980s?*. American Economic Review, vol. 90, núm. 5, pp. 1464-76.
- Montañes , A. y Reyes, M. (2000). *Structural breaks, unit roots and methods for removing the autocorrelation pattern*. Statistics & Probability Letters 48, 401–409.
- Montero. R (2013). *Variables no estacionarias y cointegración*. Documentos de Trabajo en Economía Aplicada. Universidad de Granada. España.
- Nelson, C. y Plosser , C. (1982). *Trends and random walks in macroeconomic time series*. Journal of Monetary Economics 10, 139–162.
- Noriega, A. y De Alba, E. (2001). *Stationarity and structural breaks - evidence from classical and bayesian approaches*. Economic Modelling 18, 503–524.

- Noriega, A. y Rodríguez, C. (2011). *Estacionariedad, Cambios Estructurales y Crecimiento Económico en México: 1895-2008*. Working paper. Banco de México.
- Noriega, A. y Ventosa-Santaularia, D. (2011). *Una prueba simple para regresiones espurias*. Banco de México.
- Novales, A. (2011). *Crecimiento económico, desigualdad y pobreza*.
- Novales, A. (2014). *Modelos vectoriales autorregresivos*. Universidad Complutense.
- Ochoa, M. y Orellana, W. (2001). *Una aproximación no lineal a la relación inflación–Crecimiento económico: Un estudio para América Latina*.
- Okun, A. (1975). *Equality and Efficiency: The Big Tradeoff*. The Brookings Institution, Washington DC.
- Penzer, J. (2005). *Diagnosing seasonal shifts in time series using state space models*. *Statistical Methodology*.
- Peña, D. (2005). *Análisis de series temporales*. Alianza editorial.
- Pérez, V. (2003). *Las reformas en los 90 y la pobreza: distinciones entre América Latina y Cuba*. España.
- Perron, P. (1989). *The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis*. *Econometrica* 57, 1361–1401.
- Perron, P. y Zhu, X. (2005). *Structural breaks with deterministic and stochastic trends*. *Journal of Econometrics* 129, 65–119.
- Quandt, R. (1960). *Tests of the hypothesis that a linear regression obeys two separate regimes*. *Journal of American Statistical*
- Rappoport, P. y Reichlin, L. (1989). *Segmented trends and nonstationary time series*. *The Economic Journal* 99, 168–177.
- Ravallion, M. (1992). *Poverty Comparisons. A Guide to Concepts and Methods*. Living Standards Measurement Study. Working Paper N° 88.
- Ravallion, M. (2004). *Pro-Poor Growth: A Primer*. Development Research Group. World Bank.
- Ravallion, M. y S. Chen (2003). *Measuring Pro-Poor Growth*. *Economic Letters*, 78.
- Ribeiro, M. y Teixeira, J. (2001). *Análisis econométrico de la inversión privada en Brasil*.

- Rodríguez, G. (2002). *Modelos estructurales en el contexto de las series temporales económicas*. Documento de trabajo. Universidad de La Laguna y Universidad de Las Palmas de Gran Canaria.
- Rodríguez, S. (1998). *Modelización y desestacionalización de la tasa de desempleo de Montevideo*. Documento de trabajo. Instituto de Estadística de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración.
- Sala-i-Martin, X. (1997). *I Just Ran Two Million Regressions*. American Economic Review.
- Sánchez, P. (2008). *Cambios estructurales en series de tiempo: Una revisión del estado del arte*. Universidad Nacional de Colombia.
- Sánchez, P., Velásquez, J. y Castaño, E. (2005). *Modelado de cambios estructurales en series de tiempo no lineales utilizando redes neuronales*. Universidad Nacional de Colombia.
- Secretaria Nacional de Planificación y Desarrollo (SENPLADES). (2009). *Plan Nacional para el Buen Vivir 2009-2013*.
- Sen, A. (1981). *Sobre conceptos y medidas de pobreza*. Revista de comercio exterior, vol. 42, núm. 4, México.
- Sen, A. (1992). *Nuevo examen de la desigualdad*. Editorial Alianza.
- Smith, J. y Otero, J. (1997). *Structural breaks and seasonal integration*. Economics Letters 56, 13–19.
- Smyth, R. e Inder, B. (2004). *Is chinese provincial real gdp per capita nonstationary? Evidence from multiple trend break unit root tests*. China Economic Review 15, 1–24.
- Son, H. (2004). *A note on Pro-Poor Growth*. Economic Letters 82.
- Sotelsek, D. y Ahamdanech, I. (2008). *Reflexiones sobre el crecimiento, el medio ambiente y la pobreza*. Revista de Economía Industrial.
- Tobin, J., (1965). *Money and Economic Growth*. Econometrica.
- Van Dijk, D., Osborn, D. y Sensier, M. (2005). *Testing for causality in variance in the presence of breaks*. Economics Letters 89, 193– 199.
- Villanueva, M. (2005). *Spot-forward cointegration, structural breaks and fx market unbiasedness*. Int. Fin. Markets, Inst. and Money.
- Wu, J. (1997). *Foreign exchange market efficiency and structural instability: Evidence from taiwan*. Journal of Macroeconomics.

Zarnowitz, V. (1991). *What is a business cycle?*. National Bureau of Economic Research, Working Paper No 3863, Cambridge.

Zivot, E. y Andrews, D. (1992). *Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit-root hypothesis*. *Journal of Business and Economic Statistics* 10.

## ANEXOS

### Anexo 1: Datos

<b>Periodo</b>	<b>Trimestre</b>	<b>PIB real trimestral (millones de dólares de 2007)</b>	<b>Pobreza urbana por ingreso</b>	<b>Coefficiente de Gini urbano</b>
<b>2003</b>	<b>III</b>	10.464,38	0,40	0,54
	<b>IV</b>	10.816,00	0,39	0,54
<b>2004</b>	<b>I</b>	11.091,41	0,36	0,52
	<b>II</b>	11.282,55	0,35	0,51
	<b>III</b>	11.403,29	0,32	0,51
	<b>IV</b>	11.629,46	0,33	0,54
<b>2005</b>	<b>I</b>	11.771,81	0,31	0,51
	<b>II</b>	11.936,39	0,28	0,49
	<b>III</b>	11.951,92	0,27	0,51
	<b>IV</b>	12.149,19	0,31	0,52
<b>2006</b>	<b>I</b>	12.278,12	0,28	0,50
	<b>II</b>	12.447,03	0,26	0,49
	<b>III</b>	12.593,00	0,26	0,50
	<b>IV</b>	12.596,48	0,26	0,51
<b>2007</b>	<b>I</b>	12.548,69	0,24	0,49
	<b>II</b>	12.641,37	0,22	0,52
	<b>III</b>	12.821,50	0,22	0,50
	<b>IV</b>	12.996,22	0,24	0,52
<b>2008</b>	<b>I</b>	13.203,59	0,25	0,48
	<b>II</b>	13.437,96	0,23	0,50
	<b>III</b>	13.689,24	0,22	0,51
	<b>IV</b>	13.919,63	0,23	0,48
<b>2009</b>	<b>I</b>	13.722,34	0,24	0,48

<b>2010</b>	II	13.661,40	0,22	0,49
	III	13.579,06	0,26	0,50
	IV	13.594,93	0,25	0,48
	I	13.729,82	0,23	0,48
<b>2011</b>	II	13.946,26	0,23	0,50
	III	14.175,89	0,23	0,48
	IV	14.629,09	0,22	0,49
	I	14.790,36	0,21	0,48
<b>2012</b>	II	15.176,74	0,19	0,47
	III	15.409,10	0,18	0,46
	IV	15.548,86	0,17	0,44
	I	15.787,22	0,16	0,45
<b>2013</b>	II	16.032,67	0,15	0,45
	III	16.066,22	0,16	0,44
	IV	16.219,45	0,16	0,44
	I	16.355,02	0,18	0,45
<b>2014</b>	II	16.697,01	0,15	0,44
	III	16.958,63	0,16	0,46
	IV	17.070,41	0,18	0,47
	I	17.060,29	0,17	0,46
	II	17.329,17	0,16	0,47
	III	17.579,23	0,16	0,46
	IV	17.662,86	0,16	0,46

Fuente: Banco Central del Ecuador (BCE)  
Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC)

## Anexo 2: Pruebas de estacionalidad

### 1. PIB real

#### Prueba F de estacionalidad estable

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-Value
Between quarters	0.0086	3	0.00285	3.494
Residual	0.0343	42	0.00082	
Total	0.0428	45		

*No evidence of stable seasonality at the 0.1 per cent level.*

#### Contraste de Kruskal-Wallis

Kruskal-Wallis Statistic	Degrees of Freedom	Probability Level
9.2048	3	2.669%

*No evidence of seasonality at the one percent level.*

#### Contraste de estacionalidad móvil

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-value
Between Years	0.0027	10	0.000269	0.545
Error	0.0148	30	0.000494	

*No evidence of moving seasonality at the five percent level.*

*Combined test for the presence of identifiable seasonality:*

**IDENTIFIABLE SEASONALITY NOT PRESENT**

### 2. Pobreza urbana por ingreso

#### Prueba F de estacionalidad estable

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-Value
Between quarters	35.1921	3	11.73071	14.740**
Residual	33.4251	42	0.79584	
Total	68.6172	45		

**\*\*Seasonality present at the 0.1 per cent level.**

#### Contraste de Kruskal-Wallis

Kruskal-Wallis Statistic	Degrees of Freedom	Probability Level
26.0497	3	0.001%

*Seasonality present at the one percent level.*

### Contraste de estacionalidad móvil

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-value
Between Years	10.0915	10	1.009149	2.321
Error	13.0419	30	0.434728	

*Moving seasonality present at the five percent level.*

*Combined test for the presence of identifiable seasonality:*

**IDENTIFIABLE SEASONALITY PRESENT**

### 3. Coeficiente de Gini urbano

#### Prueba F de estacionalidad estable

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-Value
Between quarters	1.5109	3	0.50365	2.323
Residual	9.1044	42	0.21677	
Total	10.6154	45		

*No evidence of stable seasonality at the 0.1 per cent level.*

#### Contraste de Kruskal-Wallis

Kruskal-Wallis Statistic	Degrees of Freedom	Probability Level
5.2331	3	15.550%

*No evidence of seasonality at the one percent level.*

#### Contraste de estacionalidad móvil

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-value
Between Years	0.9731	10	0.097312	1.002
Error	2.9137	30	0.097125	

*No evidence of moving seasonality at the five percent level.*

*Combined test for the presence of identifiable seasonality:*

**IDENTIFIABLE SEASONALITY NOT PRESENT**

### Anexo 3: Test de Chow

Chow Breakpoint Test: 2010Q4

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Varying regressors: All equation variables

Equation Sample: 2003Q3 2014Q4

---

---

F-statistic	83.38187	Prob. F(1,44)	0.0000
Log likelihood ratio	48.89799	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Statistic	83.38187	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

---

---

#### Chow Breakpoint Test: 2011Q1

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Varying regressors: All equation variables

Equation Sample: 2003Q3 2014Q4

---

---

F-statistic	<b>90.09219</b>	Prob. F(1,44)	0.0000
Log likelihood ratio	51.25954	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Statistic	90.09219	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

---

---

Chow Breakpoint Test: 2011Q2

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Varying regressors: All equation variables

Equation Sample: 2003Q3 2014Q4

---

---

F-statistic	88.35368	Prob. F(1,44)	0.0000
Log likelihood ratio	50.65925	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Statistic	88.35368	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

---

---

Chow Breakpoint Test: 2011Q3

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Varying regressors: All equation variables

Equation Sample: 2003Q3 2014Q4

---

---

F-statistic	83.82594	Prob. F(1,44)	0.0000
Log likelihood ratio	49.05807	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Statistic	83.82594	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

---

---

Chow Breakpoint Test: 2011Q4

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Varying regressors: All equation variables

Equation Sample: 2003Q3 2014Q4

---

---

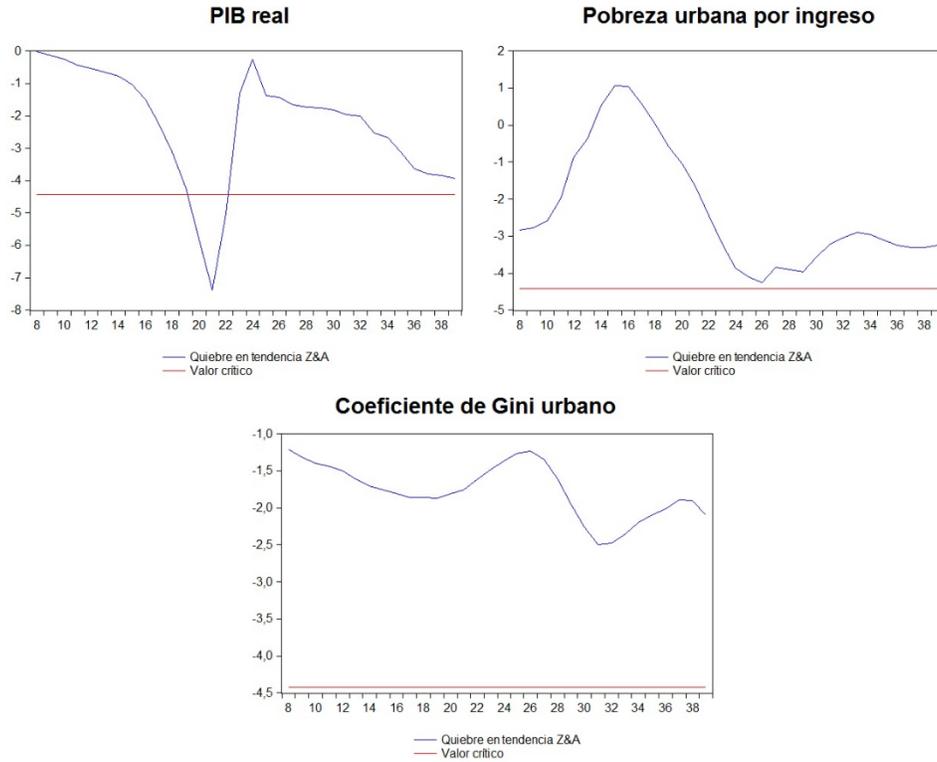
F-statistic	69.19352	Prob. F(1,44)	0.0000
Log likelihood ratio	43.46583	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
Wald Statistic	69.19352	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

---

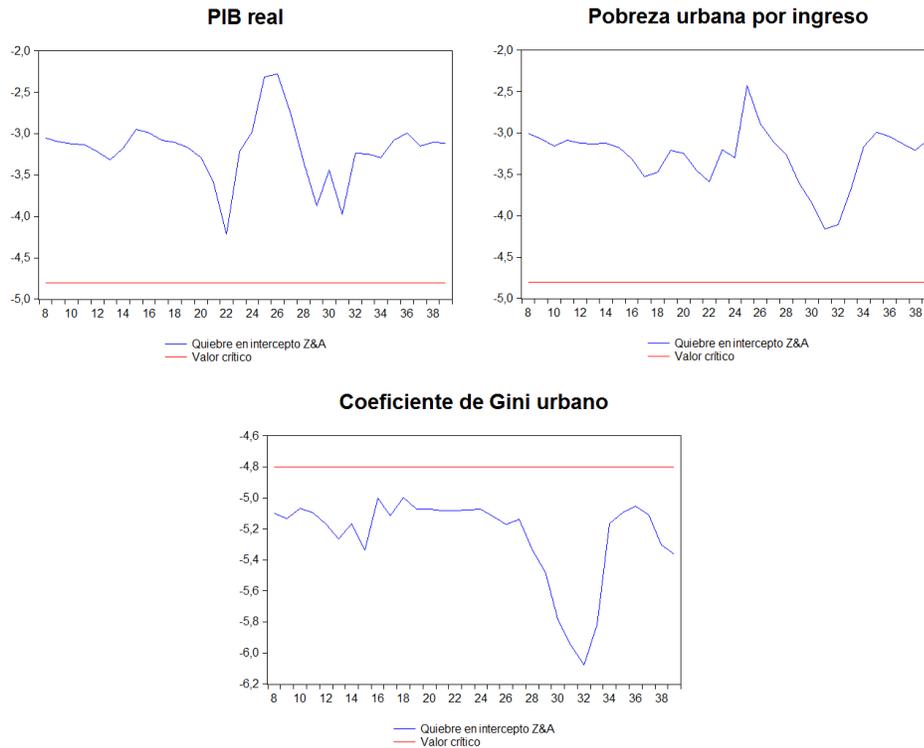
---

## Anexo 4: Test de Zivot y Andrews a los componentes tendencial y cíclico

### 1. Componente tendencial



### 2. Componente cíclico



## Anexo 5: Resultados de la función de impulso respuesta del VEC

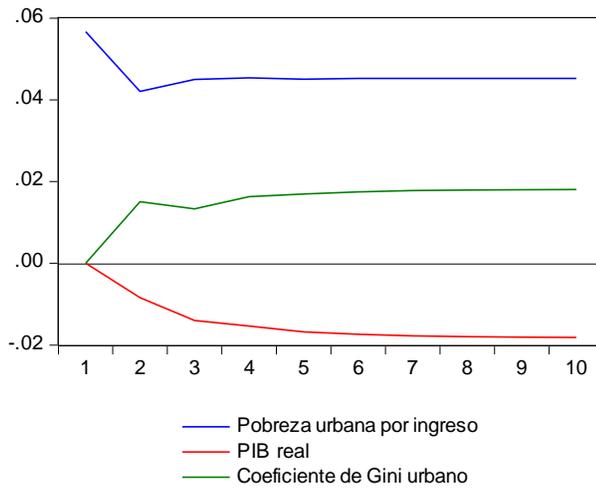
Response of LNPOBREZA_SA:			
Period	LNPOBREZA_SA	LNPIB	LNGINI
1	0.056650	0.000000	0.000000
2	0.042074	-0.008409	0.015060
3	0.044968	-0.014012	0.013293
4	0.045386	-0.015350	0.016270
5	0.045041	-0.016813	0.016946
6	0.045261	-0.017395	0.017444
7	0.045220	-0.017755	0.017765
8	0.045239	-0.017957	0.017909
9	0.045244	-0.018064	0.018004
10	0.045245	-0.018126	0.018053

Response of LNPIB:			
Period	LNPOBREZA_SA	LNPIB	LNGINI
1	-0.002460	0.008095	0.000000
2	-0.003303	0.011184	-0.000761
3	-0.003519	0.012570	-0.001290
4	-0.003621	0.013210	-0.001629
5	-0.003650	0.013530	-0.001839
6	-0.003663	0.013697	-0.001958
7	-0.003669	0.013787	-0.002026
8	-0.003671	0.013835	-0.002064
9	-0.003672	0.013862	-0.002086
10	-0.003673	0.013877	-0.002098

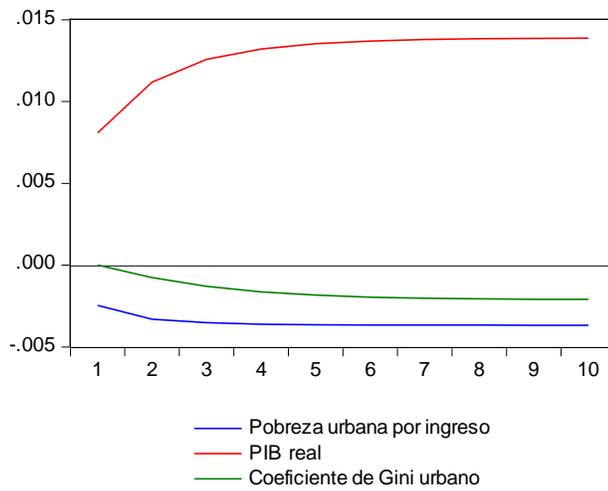
Response of LNGINI:			
Period	LNPOBREZA_SA	LNPIB	LNGINI
1	0.011414	0.004439	0.024470
2	0.005043	-0.007371	0.009291
3	0.011198	-0.005289	0.006540
4	0.009782	-0.004915	0.005905
5	0.010219	-0.004485	0.004760
6	0.010221	-0.004061	0.004533
7	0.010191	-0.003878	0.004298
8	0.010206	-0.003746	0.004190
9	0.010198	-0.003676	0.004132
10	0.010198	-0.003636	0.004097

Cholesky  
Ordering:  
LNPOBREZA\_SA  
LNPIB LNGINI

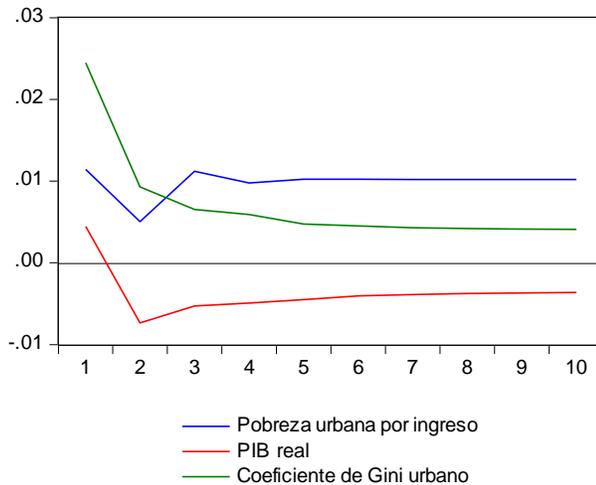
Response of LNPOBREZA\_SA to Cholesky  
One S.D. Innovations



Response of LNPIB to Cholesky  
One S.D. Innovations



Response of LNGINI to Cholesky  
One S.D. Innovations



## Anexo 6: Resultados de la descomposición de la varianza del VEC

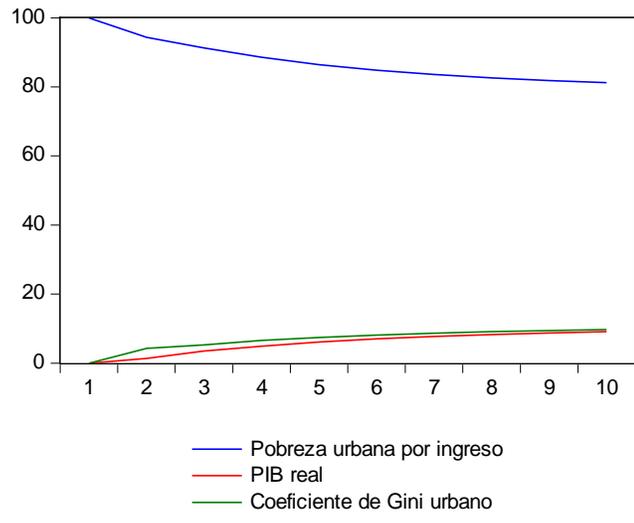
Variance Decomposition of LNPOBREZA_SA:				
Period	S.E.	LNPOBREZA_SA	LNPIB	LNGINI
1	0.056650	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.072643	94.36200	1.340156	4.297845
3	0.087590	91.25997	3.480878	5.259152
4	0.101155	88.55690	4.912685	6.530416
5	0.113273	86.43315	6.120901	7.445952
6	0.124444	84.84063	7.025242	8.134125
7	0.134766	83.60063	7.725984	8.673388
8	0.144402	82.63142	8.275815	9.092766
9	0.153458	81.85886	8.713501	9.427643
10	0.162021	81.23276	9.068354	9.698891

Variance Decomposition of LNPIB:				
Period	S.E.	LNPOBREZA_SA	LNPIB	LNGINI
1	0.008461	8.452729	91.54727	0.000000
2	0.014428	8.148657	91.57321	0.278130
3	0.019499	7.718200	91.69211	0.589695
4	0.023885	7.442495	91.69922	0.858287
5	0.027753	7.241932	91.68320	1.074865
6	0.031227	7.096378	91.66156	1.242065
7	0.034391	6.988499	91.64043	1.371067
8	0.037308	6.906547	91.62225	1.471199
9	0.040024	6.843013	91.60706	1.549923
10	0.042572	6.792718	91.59452	1.612760

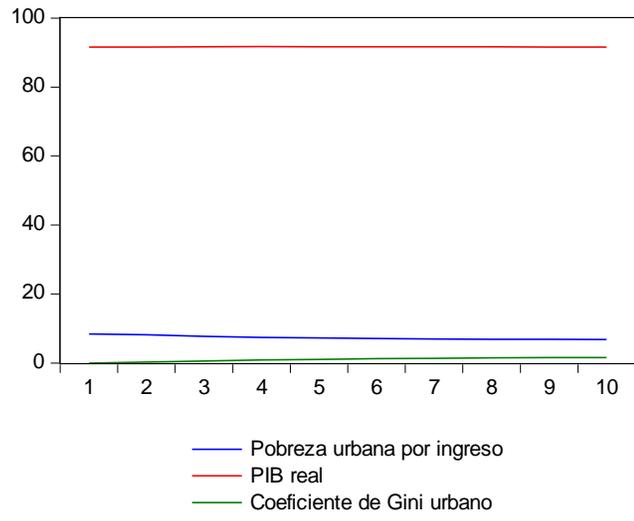
Variance Decomposition of LNGINI:				
Period	S.E.	LNPOBREZA_SA	LNPIB	LNGINI
1	0.027364	17.40062	2.631802	79.96757
2	0.030247	17.02173	8.093481	74.88479
3	0.033332	25.30397	9.182558	65.51347
4	0.035577	29.77089	9.969009	60.26010
5	0.037589	34.06033	10.35418	55.58549
6	0.039426	37.68023	10.47255	51.84722
7	0.041132	40.75937	10.51096	48.72967
8	0.042750	43.43143	10.49789	46.07068
9	0.044296	45.75276	10.46648	43.78076
10	0.045784	47.78930	10.42812	41.78258

Cholesky  
Ordering:  
LNPOBREZA\_SA  
LNPIB LNGINI

Variance Decomposition of LNPOBREZA\_SA



Variance Decomposition of LNPIB



Variance Decomposition of LNGINI

