



ESCUELA SUPERIOR POLITECNICA DEL LITORAL

Instituto De Ciencias Matemáticas
Ingeniería en Estadística Informática

**“Incidencia del IVA en los índices de Precios
al Consumidor y al Productor”**

TESIS DE GRADO

Previa a la obtención del título de :
INGENIERO EN ESTADÍSTICA INFORMATICA

Presentada por:
JANDRY MORETA ZAMBRANO

**Guayaquil-Ecuador
2003**

AGRADECIMIENTOS

Expreso mi especial agradecimiento al Master Manuel González, Director de ésta Tesis, por su correcta guía que supo encauzar mi esfuerzo y ha hecho posible la culminación de éste trabajo de investigación.

A la memoria de mi padre, a mi mamá, hermanas y a todos mis familiares, de quienes sentí su apoyo en los momentos difíciles de mí vida. Y mis amigos quienes siempre confiaron en mí.

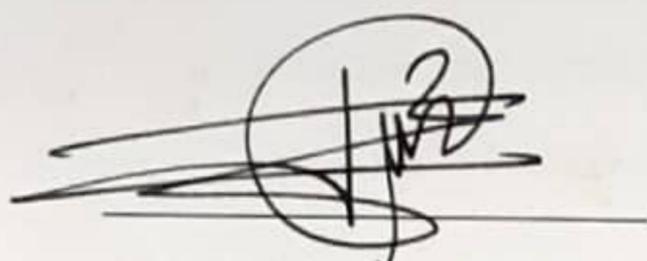
Agradezco a todas las personas que me brindaron su apoyo y ayuda durante mi carrera universitaria y que termina con la presentación de ésta Tesis. Un profundo agradecimiento a DIOS, quién con sus ejemplos, consuelos y guía me ayudo a culminar con felicidad mi largo camino en las aulas universitarias.

A los señores profesores de la ESPOL, quiénes me han proporcionado sus sabios conocimientos, que me permitirán desenvolverme responsablemente y honradamente en la vida profesional siendo útil para la sociedad y mi país.

DEDICATORIA

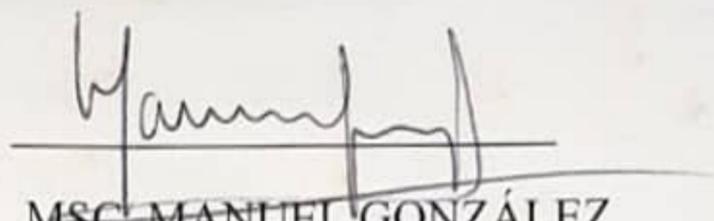
Todo mi sacrificio y estudio, dedico con todo afecto a la memoria de mi padre, a mi mamá, a mis hermanas y hermano, gracias por estar a mi lado y ser la razón de mis ideales y de mi vida misma.

TRIBUNAL DE GRADO

A handwritten signature in black ink, featuring a large circle and several horizontal strokes, positioned above a horizontal line.

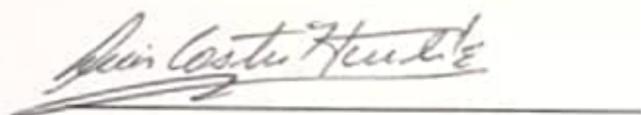
MAT. JORGE MEDINA

DIRECTOR DEL ICM

A handwritten signature in black ink, appearing as a cursive name, positioned above a horizontal line.

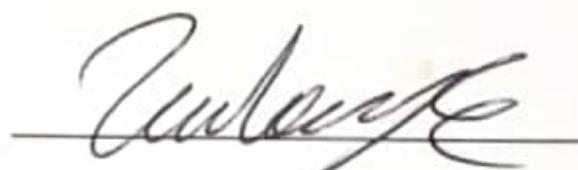
MSC. MANUEL GONZÁLEZ

DIRECTOR DE TESIS

A handwritten signature in black ink, written in a cursive style, positioned above a horizontal line.

ING. LUIS CASTRO

VOCAL

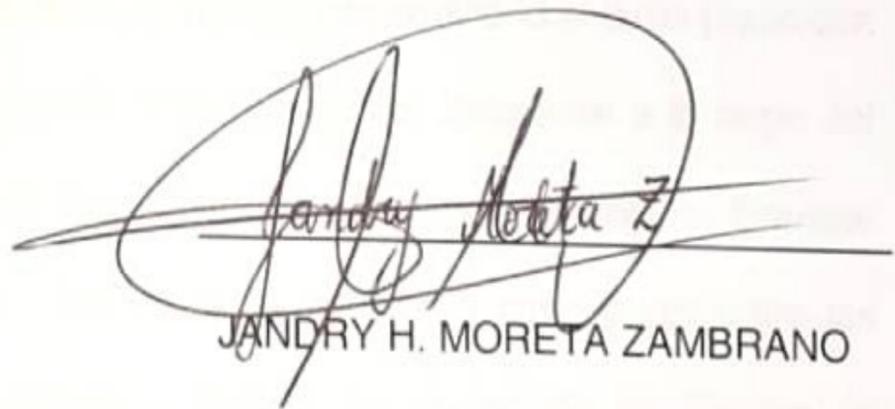
A handwritten signature in black ink, written in a cursive style, positioned above a horizontal line.

EC. SONIA ZURITA

VOCAL

DECLARACIÓN EXPRESA

"La responsabilidad del contenido de esta Tesis de Grado, me corresponde exclusivamente; y el patrimonio intelectual de la misma a la ESCUELA SUPERIOR POLITÉCNICA DEL LITORAL"



JANDRY H. MORETA ZAMBRANO

RESUMEN

La presente investigación, tiene por objetivo analizar mediante herramientas estadísticas y econométricas la incidencia que tiene el IVA como impuesto sobre los índices de Precios al Consumidor y al Productor, y determinar la flexibilidad que tienen estos índices con respecto a otras variables económicas. Para lo cual, en el presente estudio, las variables que se utilizan son: el Índice de Precios al Consumidor, la Tasa del IVA, el Agregado Monetario M1, el Índice de Precios al Productor, todas ellas variables de tipo económicas.

A partir de estas variables, se analiza la existencia de cointegración entre los índices de precios con la tasa del IVA y el M1 empleando el test de Johansen (1988). La presencia de cointegración indicaría que los precios de estos dos grupos presentan una relación de equilibrio al largo plazo con la tasa del IVA y otros factores cuya relación es invariante a lo largo del tiempo, y cuyos parámetros se estiman con el método de Engle – Granger (1987). Por otro lado, para determinar la relación a corto plazo entre las variables de estudio, se estima el modelo de Corrección de Errores, el mismo que se encuentra relacionado con el análisis de cointegración.

Finalmente basados en lineamientos teóricos tradicionales se puede concluir quién realmente paga un incremento en la tasa del IVA.

INDICE GENERAL

	Pág.
RESUMEN	VI
INDICE GENERAL	VII
INDICE DE CUADROS	IX
INDICE DE FIGURAS	X
INTRODUCCIÓN	1
CAPITULO I	
1. Marco Teórico	7
1.1. Antecedentes Históricos.....	7
1.2. Índice de Precios al Consumidor	12
1.2.1. Definición.....	12
1.2.2. Metodología del Índice.....	14
1.2.3. Tratamiento de la estacionalidad.....	17
1.3. Índice de Precios al Productor	19
1.3.1. Definición.....	19
1.3.2. Metodología del Índice.....	20
1.4. Impuesto al Valor Agregado	23
1.4.1. Definición	23

CAPITULO II

2. Metodología.....	29
2.1. Conceptos Introdutorios.....	29
2.1.1. Test de Philips Perron.....	35
2.1.2. Cointegración.....	38
2.1.3. Análisis Multivariado.....	41
2.1.4. Método de Johansen.....	46
2.1.5. Modelo de Corrección de Errores.....	48
2.1.6. Test Adicionales.....	49

CAPITULO III

3. Análisis de datos.....	51
3.1. Justificación y Obtención de datos.....	52
3.2. Análisis Descriptivo.....	53

CAPITULO IV

4. Análisis de Resultados.....	65
--------------------------------	----

CONCLUSIONES	74
---------------------------	----

GLOSARIO

ANEXOS

BIBLIOGRAFÍA

INDICE DE GRAFICOS

	Pág.
Gráfico N° 1. Participación de los Impuestos en los Ingresos del país...	11
Gráfico N° 2. Curva de Lorenz	27
Gráfico N° 3. Índice de Precios al Consumidor (1982:01 2003:06) ..	56
Gráfico N° 4. Impuesto al Valor Agregado (1982:01 2003:06)	56
Gráfico N° 5. Agregado Monetario M1 (1982:01 2003:06)	56
Gráfico N° 6. Índice de Precios al Productor (1998:01 2003:06)	58
Gráfico N° 7. Impuesto al Valor Agregado (1998:01 2003:06)	58
Gráfico N° 8. Agregado Monetario M1 (1998:01 2003:06)	59

INDICE DE CUADROS

	Pág.
Cuadro N° 1. Participación de los Impuestos en los Ingresos del país...	10
Cuadro N° 2. Estadística Descriptiva (IPC antes de la dolarización) ...	53
Cuadro N° 3. Estadística Descriptiva (IPC luego de la dolarización)	54
Cuadro N° 4. Estadística Descriptiva (IPP antes de la dolarización)	57
Cuadro N° 5. Estadística Descriptiva (IPP luego de la dolarización)	57
Cuadro N° 6. Test de Raíz Unitaria (Modelo IPC)	61
Cuadro N° 7. Test de Raíz Unitaria (Modelo IPP)	62
Cuadro N° 8. Test de Raíz Unitaria de series diferenciadas (IPC)	63
Cuadro N° 9. Test de Raíz Unitaria de series diferenciadas (IPP)	64
Cuadro N° 10. Test de Cointegración de Johansen.....	68

ABREVIATURAS

IPC	Indice de Precios al Consumidor.
IPP	Indice de Precios al Productor.
M1	Agregado Monetario M1.
IVA	Impuesto al Valor Agregado.
ICV	Indice del Costo de Vida.
ADF	Test de Dickey – Fuller Aumentado.
DF	Test de Dickey – Fuller.
MCE	Modelo Corrección de Errores.
VAR	Vectores Autorregresivos.

SIMBOLOGIA

ϵ_t	Componente Estocástico de la Regresión
R^2	Potencia de Explicación de la Regresión.
DW	Estadístico de Durbin Watson
F	Estadístico de Fisher.
H_0	Hipótesis Nula.
H_a	Hipótesis Alternativa.
N_k	Distribución Normal (0, Σ)
Σ	Matriz de Varianza – Covarianza
D	Vector de Factores Determinísticos.
\hat{u}_t	Vector en \mathfrak{R}^n de residuos.
AC	Autocorrelación.
PAC	Correlación Parcial.

INTRODUCCION

Para el Banco Central del Ecuador, uno de sus principales objetivos era el control de los precios de la economía ecuatoriana. Desde los noventa, el país había desarrollado importantes planes que permitan la estabilización de variables macroeconómicas, y entre los principales, el crecimiento de precios era considerado una de sus prioridades.

El IVA es un impuesto sobre bienes y servicios que se traslada a los consumidores, grava el consumo como resultado de un mecanismo de imposición que actúa en todas las etapas de la producción y distribución de bienes y servicios (impuesto multifásico). Las personas más pobres, las cuales gastan la mayor parte de su ingreso anual en bienes de consumo, destinan, en consecuencia, buena parte de su ingreso al pago de este tributo, a diferencia de aquellos con altos ingresos, cuyos porcentajes de ingresos destinado al consumo son menores. El IVA resultaría ser pues (a priori) un impuesto regresivo (Pechman, 1985).

En los últimos años, sin embargo, esta postura ha sido cuestionada por quienes creen más conveniente hacer análisis de incidencia, usando alguna medida aproximada del ingreso permanente, análisis bajo el cual el IVA se torna menos regresivo (Poterba 1989 y 1991, Chernick y Reschovsky, 1995).

El impuesto al valor agregado se justifica básicamente en el hecho de que éste constituye la principal fuente de recursos del país. Teniendo en cuenta, además, que este tributo ha sido tema de debate en el pasado en cuanto a su progresividad o regresividad.

En la presente investigación, se analiza la incidencia que tiene el IVA como impuesto sobre los índices de precios al Consumidor y al Productor, y determinar la flexibilidad que tienen estos índices con respecto a otras variables económicas.

Así, el punto de partida fundamental, es tratar de responder la pregunta acerca de ¿quién paga realmente el impuesto, cuando existe un alza en la tasa del IVA?. Normalmente se considera que el consumidor final es quien paga el impuesto, sin embargo, esta hipótesis puede no ser del todo correcta, debido al hecho que el pago del impuesto que se exige de determinados agentes económicos (pago inmediato) no significa que ellos

sean quienes en definitiva los paguen. Porque en primera instancia puede ser el productor quien asuma el impuesto para luego de un período determinado de tiempo, este tributo trasladarlo al consumidor.

Para determinar quién paga el impuesto, se debe mirar más allá de las leyes fiscales, es decir, mas allá de aquellos sobre los que descansa la obligación legal del pago. Normalmente, el Derecho Fiscal expresa las obligaciones en función de algún aspecto del comportamiento económico, tal como la realización de una venta, o una compra. Una vez establecido el tributo, provoca una serie de reacciones entre los distintos agentes, las cuales pueden dar lugar a que la carga del impuesto sea trasladada hacia otros agentes de la economía y no necesariamente hacia el consumidor final. Por ejemplo, bajo condiciones normales de demanda, oferta y elasticidades, un incremento en la tasa del IVA puede hacer que el vendedor de un vehículo opte por asumir este incremento para luego trasladar la carga sobre los compradores, de esta manera sus ventas no se verían afectadas.

Al respecto, internacionalmente se han realizado trabajos similares sobre este tema. Por ejemplo, el realizado por el Instituto de Estadísticas y Censos de la República Argentina, (2001), en la cual se demostró que la evolución de los precios que pagan los consumidores no siempre tiene

una correspondencia con la de los precios que reciben los productores, dado que las variaciones en los impuestos y subsidios sobre los productos modifican las proporciones en las que el Estado y los hogares se hacen cargo de los pagos por esos bienes y servicios.

Lobaiza (2001), en su análisis confirma la noción teórica que cuando se utiliza alguna medida de ingreso permanente, el impacto provocado por el impuesto sobre el bienestar de los hogares es menor al que sugiere el análisis en términos corrientes. Los resultados obtenidos demuestran que, usando como indicador de bienestar el ingreso corriente, el impuesto al valor agregado resultaría ser un impuesto regresivo y, usando diferentes medidas de ingreso permanente, la regresividad se atenuaría (al usar el ingreso permanente estimado del lado de las fuentes) o desaparecería completamente (al usar el consumo corriente como proxy). De esta manera se pone de manifiesto que la mayor o menor regresividad del impuesto depende del indicador de bienestar elegido para el análisis.

Es de importancia analizar cuantitativamente la relación entre la tasa del IVA a través del tiempo con los indicadores de precios, esta relación radica en el hecho que la recaudación de impuestos internos es la principal fuente de ingresos "segura" del país para financiar sus gastos, el mismo que tiene incidencia directa en los índices de Precios al

Consumidor y que, por este motivo, muchas veces se lo confunde con un índice del costo de la vida (ICV), aunque es frecuente que reciba esta denominación.

Un índice del costo de la vida es un concepto teórico que busca reflejar los cambios en el monto de gastos que un consumidor promedio destina para mantener constante su nivel de satisfacción, utilidad o nivel de vida, aceptando que pueda intercambiar permanentemente su consumo entre bienes y servicios que le brindan la misma satisfacción por unidad de gasto¹.

Por lo tanto, lo esencial de este trabajo es conocer la sensibilidad que experimentan los Índices de Precios al Consumidor y al Productor cuando el IVA sufre modificaciones. En un contexto de largo plazo se aplicará la Teoría de Cointegración.

La tesis esta estructurada de la siguiente manera: En el Capítulo 1 se realiza la descripción de cada una de la variables y la metodología del cálculo de cada uno de los índices.

¹ Fisher (1922), Konus (1924), Samuelson (1947) y Pollak (1981) son referencias clásicas sobre las relaciones entre el índice del costo de vida, el índice de Laspeyres y el índice de Paasche.

En el Capítulo 2 se detallan los fundamentos econométricos como son las pruebas de estacionariedad de series de tiempo, la Teoría de Cointegración y el Modelo Corrección de Errores.

El Capítulo 3 se realiza un análisis univariado de las principales variables, la justificación y obtención de los datos. Para dicho análisis se utilizó algunos gráficos, además de algunos estadísticos y técnicas econométricas, obteniéndose los fundamentos que sustentan este trabajo.

En el Capítulo 4 se presentan los resultados obtenidos en la aplicación del modelo basados en la Teoría de Cointegración; para lo cual se utilizaron algunos procedimientos como: el test de Johansen y el Modelo de Corrección de Errores.

Finalmente se presentan las conclusiones obtenidas. En términos generales, el análisis demuestra la noción teórica en la que se permite determinar quién asume en el corto y largo plazo realmente los impuestos.

CAPITULO I

1. Marco Teórico

1.1 Antecedentes históricos.

Históricamente, el Banco Central del Ecuador emitía dinero primario ocasionando la evolución de la inflación determinada por el crecimiento de los agregados monetarios, las expectativas de los agentes y la sucesiva devaluación del sucre. Pero a partir de la promulgación de la Ley para la Transformación Económica del Ecuador (marzo del 2000), el Ecuador no volverá a emitir dinero primario.

Con la fijación del tipo de cambio a \$ 25.000 por dólar se pretendió “anclar” la evolución de los precios domésticos y con la sustitución monetaria, el poder explicativo de la cantidad de dinero sobre los precios perdió relevancia. Si bien bajo el nuevo esquema de dolarización, el nivel de la inflación tiende a

reducirse en la medida en que se anclan las expectativas de los agentes económicos y se elimine la inercia, en estos últimos años ha sido evidente que la convergencia de precios no es inmediata, pues depende del ajuste de los precios de los bienes, de las distorsiones de los precios relativos y del componente inercial de la propia inflación.

Los orígenes del Índice de Precios al consumidor en el Ecuador se remontan hace algunos años. Desde entonces, en los años 1960, 1974 y 1988 se llevaron a cabo distintas revisiones del índice, a la que se agrega la última la del año 1999. En cada una de ellas se introdujeron modificaciones en cuanto a las características de la población de referencia, la selección de los bienes y servicios que componen la canasta, los procedimientos de recolección de los precios y los métodos de cálculo del índice.

El IVA en nuestro país comenzó a regir a partir de enero de 1975, por la ley 20.631, en la cual se manifiesta que el IVA reemplaza al impuesto nacional a las ventas y a los impuestos locales de actividades lucrativas. Desde entonces la tasa del impuesto ha ido creciendo. En los últimos 20 años se ha incrementado la tarifa del IVA en tres ocasiones: de 5% a 6% en enero de 1982 durante los gobiernos del Abg. Jaime Roldós Aguilera y Dr. Oswaldo

Hurtado, manteniéndose hasta 1986, año en que el Ing. León Febres Cordero, Presidente de la República, ordena un incremento al 10%. Luego, en los períodos de gobierno del Dr. Rodrigo Borja y el Arq. Sixto Durán Ballén no se registraron incrementos en la tasa. Sin embargo la tasa aumenta en 1999 durante la presidencia de Dr. Jamil Mahuad al 12%, quien durante su mandato vuelve a subir al 14% en junio del 2000, para luego de 3 meses dejarlo en 12%, tasa que se ha mantenido invariante durante el gobierno del Dr. Gustavo Noboa y del actual gobierno.

Las razones del alza en la tasa del IVA no son difíciles de imaginar, pues el tema lleva varios años debatiéndose en diferentes medios, como gubernamentales y académicos, los mismos que no logran un acuerdo respecto a lo necesario o no que resulta los incrementos en la tasa del IVA.

Cuando el gobierno tiene una excesiva dependencia fiscal respecto a los recursos petroleros, si estos ingresos suben nadie se queja, pero cuando bajan resulta ser una catástrofe para todos los programas con los que el gobierno está comprometido, lo que hace que el presidente piense de inmediato en la subida de los impuestos.

De ahí que la justificación que argumenta cada gobierno para un eventual incremento en la tasa del IVA, es que el alza de este tributo les permitirá financiar el presupuesto del Estado, dado que el impuesto al valor agregado constituye la principal fuente de ingreso "segura" que el país recauda. Esto se ve reflejado en el siguiente cuadro.

CUADRO N° 1

Participación de los Impuestos en los Ingresos del País.

Año	IVA	Impuesto a la Renta	Impuesto a los Consumos Especiales	Impuesto de Importaciones	Impuesto Circulación Capitales	Otros Ingresos
1994	53.05%	29.48%	10.39%	0.63%		6.45%
1995	50.64%	32.58%	8.47%	0.57%		7.75%
1996	50.89%	32.27%	7.27%	0.58%		8.99%
1997	51.97%	28.69%	8.04%	2.11%		9.19%
1998	55.66%	28.12%	6.59%	1.72%		7.92%
1999	43.63%	8.02%	5.08%	0.62%	34.30%	8.36%
2000	55.12%	15.94%	4.68%	0.61%	19.23%	4.42%
2001	61.89%	24.86%	6.24%	1.38%	0.33%	5.29%
2002	61.34%	24.32%	7.72%	1.60%		5.02%
2003	57.32%	27.49%	7.99%	1.15%		6.04%

FUENTE: Banco Central del Ecuador.

ELABORACIÓN: El autor.

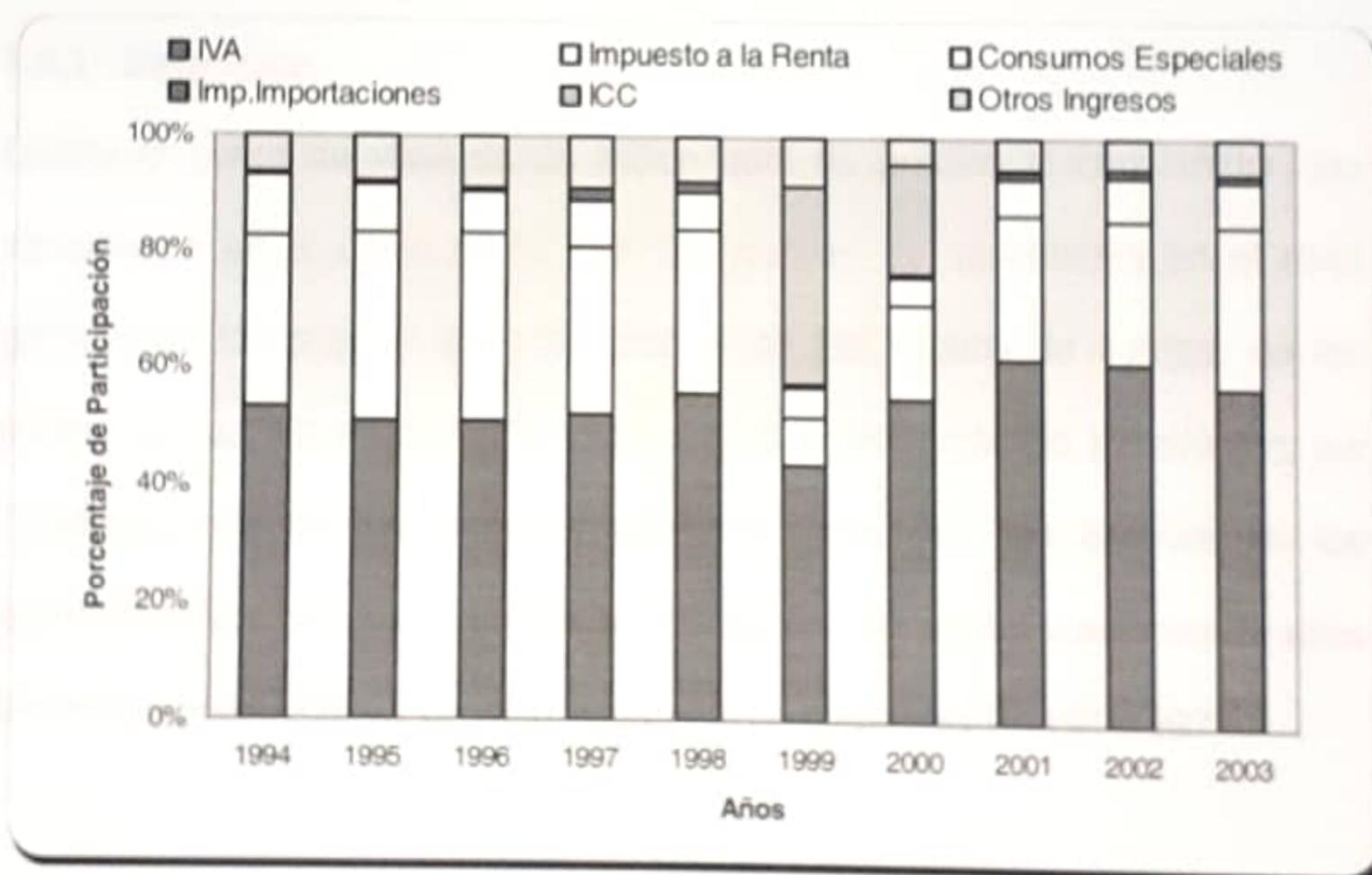
En este cuadro se presentan los porcentajes de participación del IVA, Impuesto a la Renta, Consumos Especiales, Importaciones y otros ingresos desde 1994 hasta el mes de septiembre del año 2003. Además del Impuesto

a la Circulación de Capitales que estuvo en vigencia en el país durante un periodo de tres años (1999 hasta 2001).

Dentro del grupo de otros ingresos se encuentran el desglose de los siguientes impuestos: A los vehículos motorizados, Intereses por Mora Tributaria, Salida del País, Multas Tributarias Fiscales y otros.

GRAFICO N° 1

Participación de los Impuestos en los Ingresos del País.



FUENTE: Banco Central del Ecuador.

ELABORACIÓN: El autor.

Como se aprecia, en efecto, el IVA es el impuesto que más ingresos seguros proporciona al país, seguido por el impuesto a la Renta. Sin embargo, debido a que el IVA es uno de los impuestos más equitativos y eficientes que existen, porque obliga a que todos los consumidores paguen el impuesto, hace que los gobiernos vean al IVA como una alternativa necesaria para tratar de ajustar los problemas económicos de la nación.

1.2 Índice de Precios al Consumidor.

1.2.1 Definición.

Desde el punto de vista de un índice *puro* de precios al consumidor, las variaciones en el costo de la vida no derivan de variaciones en el nivel general de los precios sino de cambios en los hábitos de compra de los consumidores. Para analizar en forma pura la evolución de los precios, las ponderaciones de los bienes y servicios deben ser las mismas en los períodos cuyos precios se comparan y, a su vez, las especificaciones de esos bienes y servicios de la canasta deben ser comparables (P. Hill, 1997)².

² Ministerio de Economía e Instituto de Estadística y Censos. Buenos Aires. Argentina

Los índices de precios tratan de medir el efecto de los factores de precio, que en general son aquellos que identifican el monto pagado por una unidad de medida de una clase y calidad específica de un bien o servicio específico obtenido de una fuente específica por un grupo de población específico (A.Hurwitz, 1961). Los índices de precios, por lo tanto, no deberían estar afectados por cambios en la calidad de los bienes y servicios.

Los índices de volumen físico miden el efecto de los cambios en las cantidades pero deben incluir también los efectos producidos por cambios de calidad (composición física o componentes, características de funcionamiento, durabilidad, tamaño, envase, garantía, marca, prestigio, etcétera) y modificaciones en los demás factores de diferenciación de precios en un momento dado (localización de los negocios, tamaño de las ventas o entregas, formas de venta, etcétera) (R. Stone, 1965).

Por otra parte, si con el paso del tiempo no se aceptara introducir cambios en el listado de bienes y servicios de la canasta del índice y en el de los negocios informantes de precios, el índice perdería representatividad y dejaría de ser útil para muchas de sus aplicaciones.

1.2.2 Metodología del Índice.

Los índices de precios al consumidor, se calculan como proporciones del gasto de consumo dedicado a cada una de las clases de bienes y servicios, estimadas sobre la base de la información disponible. En la mayoría de los países, estas ponderaciones se calculan a partir de una encuesta a los hogares y se actualizan (mediante la realización de una nueva encuesta) cuando dejan de reflejar adecuadamente la estructura de consumo de la población de referencia. Es frecuente que se utilice como fuente de información complementaria las estadísticas de venta al por menor suministradas por el comercio.

En cada mes del año base, el índice elemental de cada variedad surge de comparar el precio medio (geométrico)³ de ese mes con el precio medio (aritmético) del año base.

$$I_i^{t,0} = \frac{\bar{P}_i^t}{\bar{P}_i^0} \quad (1.1)$$

En los siguientes meses el índice se extrapola con las variaciones de precios.

³ La media geométrica sin ponderaciones de los precios observados por artículos pertenecientes a una variedad.

$$I_t^{1,0} = I_t^{12,0} \times \frac{\bar{P}_t^{13}}{\bar{P}_t^{12}} \times \frac{\bar{P}_t^{14}}{\bar{P}_t^{13}} \times \dots \quad (1.2)$$

Sin embargo desde el nivel de Producto hasta el Nivel General, el índice de precios (I) del momento t con respecto al año base o se basa en la fórmula de Laspeyres⁴.

$$I_{gt}^C = \frac{\sum_{i=1}^n P_{i,t}^{-C} * Q_{i,0}^C}{\sum_{i=1}^n P_{i,0}^{-C} * Q_{i,0}^C} * 100 \quad (1.3)$$

donde,

I_{gt}^C : Es el índice general de precios de la ciudad C, en un mes dado t

$P_{i,t}^{-C}$: Precio medio del artículo i en la ciudad C para el mes t

$P_{i,0}^{-C}$: Precio medio del artículo i en la ciudad C en el periodo base

$Q_{i,0}^C$: Cantidad del artículo i en la ciudad C en el período base

n : Número de artículos investigados

La aplicación directa de esta fórmula enfrenta algunas dificultades, especialmente porque las cantidades del año base del índice son

⁴ Cociente entre el valor en el período corriente de las cantidades consumidas en el año base y el valor que ese consumo tenía en el año base.

desconocidas. Sin embargo el INEC para el cálculo del IPC utiliza la siguiente expresión:

$$I_{k,t}^c = \frac{\sum_{i \in K} \frac{P_{i,t}^{-c}}{P_{i,t-1}^{-c}} * \frac{P_{i,t-1}^{-c} * Q_{j,0}^c}{\sum_{j=1}^n P_{j,0}^{-c} * Q_{j,0}^c}}{\sum_{i \in K} W_i^c} * 100 \quad (1.4)$$

con,

$$W_i^c = \frac{P_{j,0}^{-c} * Q_{j,0}^c}{\sum_{i=1}^n P_{i,0}^{-c} * Q_{i,0}^c} \quad (1.5)$$

Donde,

- K Artículo, subgrupo, grupo, o ciudad para la que se calcula el índice
- $i_{k,t}^c$ Índice al período t de K para la ciudad C
- $Q_{i,0}^c$ Precio medio del artículo i de la ciudad C en el año base
- $P_{i,t}^{-c}$ Precio medio del artículo i de la ciudad C en el período t
- $P_{i,0}^{-c}$ Cantidad física del artículo i consumida en el período base por los hogares de los estratos medios y bajos en la ciudad C

W_i^c Ponderación del artículo i en la ciudad C

N Número de artículos que conforman la canasta

1.2.3 Tratamiento de la estacionalidad.

La palabra "estacionalidad" puede referirse a dos situaciones:

- a) Un patrón temporal más o menos regular en el movimiento de los precios
- b) Variaciones estacionales en la importancia de la participación de ciertos bienes en el gasto de las familias a lo largo del año⁵.

En el marco de un IPC con fórmula Laspeyres, esto tiene dos implicancias:

1. Si a las variedades estacionales se les asigna una ponderación diferente en cada mes con un patrón fijo, las variaciones de precios que se pueden calcular para los diversos agrupamientos (producto, subgrupo, grupo, división, capítulo y total) deben tomar como referencia un período móvil:

⁵ Ambos tipos de fluctuaciones pueden ser originadas por condiciones de la oferta y de la demanda.

- Variaciones anuales de precios entre meses iguales de años distintos: por ejemplo, de marzo de un año hasta marzo del año siguiente.
 - Variaciones anuales de precios medios de los últimos doce meses con respecto al promedio de los doce anteriores.
 - El encadenamiento de índices mensuales que utilizan canastas diferentes en cada mes. Es un procedimiento no recomendado, ya que introduce importantes sesgos en el índice porque las variedades pueden recibir una ponderación distinta cuando “entran” y cuando “salen” del índice, al mismo tiempo que los precios de entrada de estos productos son usualmente superiores a los de salida.
2. Utilizar un único conjunto de ponderaciones apoyado en el supuesto de que las cantidades consumidas de cada bien o servicio son constantes en todos los meses del año. Implica que en los meses en los que no se obtienen precios para un producto estacional, su precio (faltante) debe ser imputado (R.Turvey, 1979).

1.3 Índice de Precios al Productor.

1.3.1 Definición.

El Índice de precios al productor se define como el precio de los bienes y servicios que las empresas venden a otras empresas. Este precio se compone de un promedio ponderado de un conjunto de bienes y servicios en los mercados de mayoristas, convertido a una serie de tiempo. Los bienes considerados en este índice se dividen usualmente en dos categorías, ya sea de acuerdo a la etapa del proceso de producción (materias primas, materiales intermedios y bienes terminados) o de acuerdo a su esencia (duraderos o no duraderos). Este índice mide los cambios en los precios en la primera etapa de comercialización, de una canasta ponderada de bienes representativa de la oferta interna total de la economía. El precio objetivo a tener en cuenta es el de fábrica, si es un bien producido internamente, o el de la primera venta en el país de un bien importado.

En Ecuador el año base de este índice es 1995, pues fue en ese año cuando se investigó la canasta de productos representativos que se producen y comercializan en el territorio ecuatoriano.

1.3.2 Metodología del Índice.

La información necesaria para el cálculo del índice es obtenida mediante visita mensual a las empresas productoras de bienes y servicios nacionales que forman parte de la muestra del IPP. Los precios son proporcionados por las empresas de manera voluntaria y con la garantía de confidencialidad absoluta. Los precios que forman la canasta del *IPP* se clasifican en tres grupos principales:

- a) *Bienes Finales*. Son productos que no pasan por un proceso adicional de producción para ser adquiridos por un consumidor (privado o de gobierno), por una empresa (bienes de inversión) o para exportación.
- b) *Bienes Intermedios*. Son productos que requieren un proceso adicional para ser consumidos y/o son adquiridos por las empresas como productos auxiliares en su proceso de producción.
- c) *Bienes de Producción Neta*. Se componen por bienes finales e intermedios, excluyendo los utilizados como materia prima (autoconsumo) por las industrias que los producen.

El primer nivel de cálculo consiste en agrupar, promediando los índices de precios relativos de los específicos, dentro del producto o servicio genérico al que pertenecen.

Para la siguiente etapa del cálculo, éste consiste en obtener los índices de precios de la producción neta de las distintas agrupaciones de actividad económica, de acuerdo con el *Catálogo Mexicano de Actividades Económicas de 1980 (CMAE-80)*. Es de importancia señalar que la producción neta de toda la economía coincide con el flujo de bienes y servicios que forman la demanda final.

El cálculo del Índice de Precios al Productor son las ponderaciones fijas de Laspeyres. Esta fórmula utiliza una canasta de artículos y una estructura de ponderaciones fijas, que representan los bienes y servicios producidos en el país en el periodo base. La variación promedio de los precios de los bienes y servicios de la canasta del índice en el periodo t respecto al periodo base 0 , y se calcula mediante la siguiente expresión:

$$I_{t,0} = \frac{\sum_j P_{j,t} q_{j,0}}{\sum_j P_{j,0} q_{j,0}} \quad (1.6)$$

Donde;

$p_{j,t}$ y $p_{j,0}$ son los precios del j-ésimo artículo o servicio específico durante los periodos t y 0 .

$q_{j,0}$ es la cantidad producida de dicho concepto en el periodo base 0 .

Sin embargo, cuando no se presentan volúmenes por conceptos específicos, es necesario reexpresarla de la siguiente manera.

$$I_{\%0} = \sum_j w_{j,0} \frac{P_{j,t}}{P_{j,0}} \quad (1.7)$$

$w_{j,0}$

es la proporción del valor de la producción del j-ésimo producto o servicio específico respecto al valor total de la producción en el periodo base 0 , es decir:

$$P_{j,0} q_{j,0} / \sum_j P_{j,0} q_{j,0}$$

Donde:

$\sum_j P_{j,t} q_{j,t}$

es el índice del precio relativo del j-ésimo producto o servicio específico en el periodo t , con base en el periodo base 0 .

$P_{j,0} q_{j,0}$

es el valor de la producción del j-ésimo producto o servicio específico en el año base 0 .

1.4 Impuesto al Valor Agregado.

1.4.1 Definición.

El Impuesto al Valor Agregado grava al valor de la transferencia de dominio o la importación de bienes muebles de naturaleza corporal, en todas sus etapas de comercialización, y el valor de los servicios prestados⁶.

Tener un conocimiento de las normas tributarias, permite saber quiénes son los responsables del pago de cada impuesto y cuál es el monto de su carga tributaria. Pero ¿quién paga realmente los impuestos?. Esta constituye una pregunta importante, ya que todo tributo produce un conjunto de consecuencias sobre la sociedad en la que se establece, modificando el comportamiento de los agentes económicos del país.

La teoría económica propone medir el efecto que provocan los impuestos sobre el nivel de bienestar económico de los individuos en la sociedad. Es decir, los estudios de incidencia analizan la presión tributaria soportada por los agentes económicos, la cual se calcula como la razón del impuesto soportado por dichos agentes. Esto nos permite contestar de cierta forma la

⁶ Ley de Régimen Tributario Interno del Ecuador.

pregunta anterior, puesto que la literatura económica dice que la medida adecuada de medición es la utilidad del individuo, sin embargo medirla es imposible, por ésta razón es que se buscan ciertos indicadores alternativos de bienestar, como el nivel de consumo y el de ingresos.

En fin, "el comprador final paga por el producto o servicio el precio que recibe el vendedor, más la tasa del impuesto multiplicada por el valor de la transacción, igual es el cálculo para cualquier otra compra-venta. Pero el consumidor final no procesa lo comprado para su reventa, sino que lo consume; efectivamente paga el impuesto al vendedor, pero, como no genera ningún débito fiscal posterior, tampoco tiene derecho a ningún crédito fiscal por lo comprado".⁷

En relación de lo estipulado, a partir del 1 de enero de 2000 se aplica una tarifa del 12% (doce por ciento), sin embargo existen ciertas consideraciones que permiten aliviar la carga tributaria a consumidores⁸.

El método de créditos tributarios es aplicado en la recolección del IVA, por lo que 3 distintos tratamientos tributarios pueden ser definidos.

⁷ El ciclo económico y la Recaudación Tributaria. Tesis

⁸ Ley del Régimen Tributario Interno, Art 54.

1) Bienes o actividades con tasa cero: no se cobra el impuesto sobre estos bienes, pero sus productores reciben créditos tributarios por los impuestos pagados sobre sus insumos.

2) Bienes o actividades exentos: éstos están fuera de la red del IVA; ellos no generan IVA pero sus productores no reciben créditos por los impuestos pagados sobre sus insumos; y,

3) Bienes que tributan: son aquellos que generan débitos tributarios y que acreditan, en su favor, el IVA por ellos pagado.

Esta clasificación se realiza con la finalidad de "favorecer a los más pobres del país", como los consumidores (aliviando su poder adquisitivo) y a productores (cuyos ingresos no les alcanzan para cubrir este impuesto). Sin embargo en muchas ocasiones éstas clasificaciones pueden ser tomadas como decisiones políticas. Evidentemente la excepción de este impuesto solo se realiza a determinados grupos de productores, servicios y personas.

Con las exenciones en el IVA actualmente contempladas, la tarifa efectiva media⁹ aumenta a medida que el consumo de los hogares es mayor. En otras palabras, el IVA actual tiene un carácter progresivo¹⁰.

En el caso hipotético del IVA sin exenciones, la tarifa efectiva sería prácticamente proporcional, aunque no se clasificaría en un impuesto regresivo¹¹. Es decir, la tarifa efectiva disminuye significativamente cuando se introducen las exenciones. Es claro que las exenciones contempladas en la base legal del IVA vuelven a este impuesto progresivo, aunque reducen su rendimiento impositivo. En conclusión, manteniendo las exoneraciones, el aumento de la tarifa del IVA lo pagaría en mayor proporción la población más rica; es decir una imposición progresiva. Mientras que la eliminación de las exoneraciones sería una medida regresiva que afectaría en mayor proporción a los más pobres.

Una herramienta analítica que permite observar gráficamente cómo se distribuye un determinado recurso o impuesto entre la población se llama La curva de Lorenz, la misma que permite evaluar la progresividad del IVA.

⁹ Es el peso del impuesto sobre el consumo de los hogares

¹⁰ La presión tributaria aumenta con nivel de ingreso.

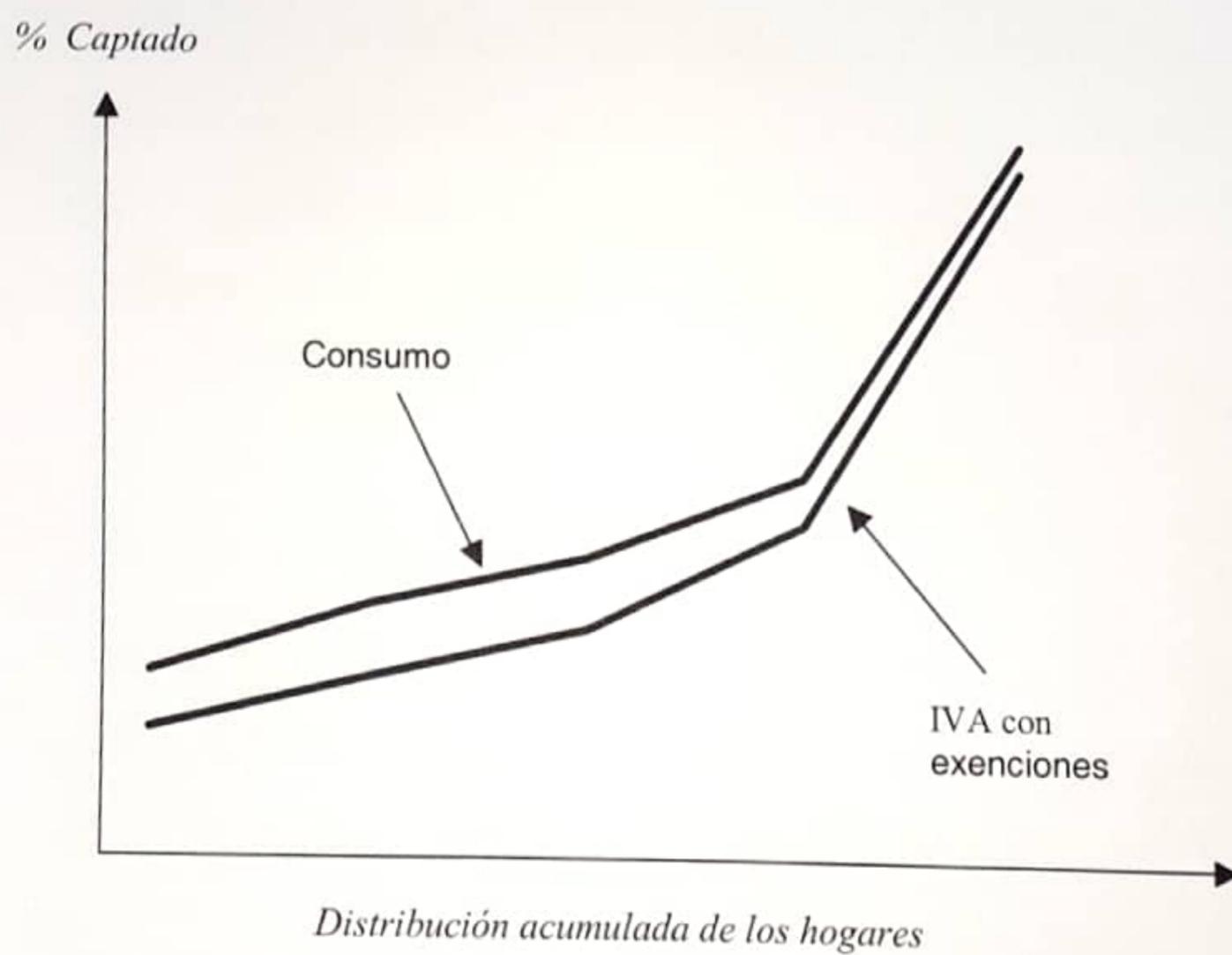
¹¹ La presión tributaria disminuye con el nivel de ingreso.

El eje horizontal del gráfico representa la distribución acumulada de los hogares ordenados desde el más pobre hasta el más rico, y el eje vertical la distribución acumulada del impuesto y del consumo de los hogares.

Gráficamente,

GRAFICO N° 2

Curva de Lorenz



Se observa que la curva del impuesto está bajo de aquella del consumo en todos los puntos de la trayectoria, lo que indica que el IVA con exenciones es un impuesto progresivo. Esto sugiere que los hogares que más consumen pagan el impuesto en mayor proporción que su participación en la distribución del consumo, lo contrario ocurre con los hogares pobres. En cambio, la eliminación de las exenciones ocasiona que la curva del impuesto se traslade hacia la izquierda, volviéndose el impuesto menos progresivo.

2. Metodología

Este capítulo describe la metodología utilizada para el análisis de los datos de los hogares y el consumo, considerando el nivel de detalle de los datos y la metodología de estimación de los parámetros de la función de consumo y de la curva del impuesto. El análisis se realiza a nivel de hogares y se utiliza el método de mínimos cuadrados ordinarios para la estimación de los parámetros de la función de consumo y de la curva del impuesto.

CAPITULO II

2. Metodología

Una vez presentada la parte teórica del estudio de las variables de la presente investigación, se procede en este capítulo a describir la metodología y la respectiva explicación de los términos utilizados para instrumentar la incidencia del IVA en los índices de Precios al Consumidor y al Productor.

2.1 Conceptos Introdutorios.

Los procesos estocásticos o procesos aleatorios es una herramienta estadística que permite modelar el comportamiento de series que varían en el tiempo o que no dependen de variables determinística.

Mientras que las series de datos temporales que son procesos aleatorios tanto ajustados como no ajustados estacionalmente suelen ser no

estacionarias. En años recientes, se han analizado estas series temporales que centran la atención en la estimación y contrastes de modelos paramétricos de procesos con tendencia.

Las oscilaciones que acontecen en un período de tiempo y que se repiten en los años sucesivos se la conoce como estacionalidad¹².

En las series la estacionalidad puede presentarse de tres formas. Cuando la serie presenta un componente estacional fácilmente predecible y que puede eliminarse de la serie realizando una regresión sobre un conjunto de variables ficticias (Dummies), a dicha serie se le llama serie de estacionalidad determinística.

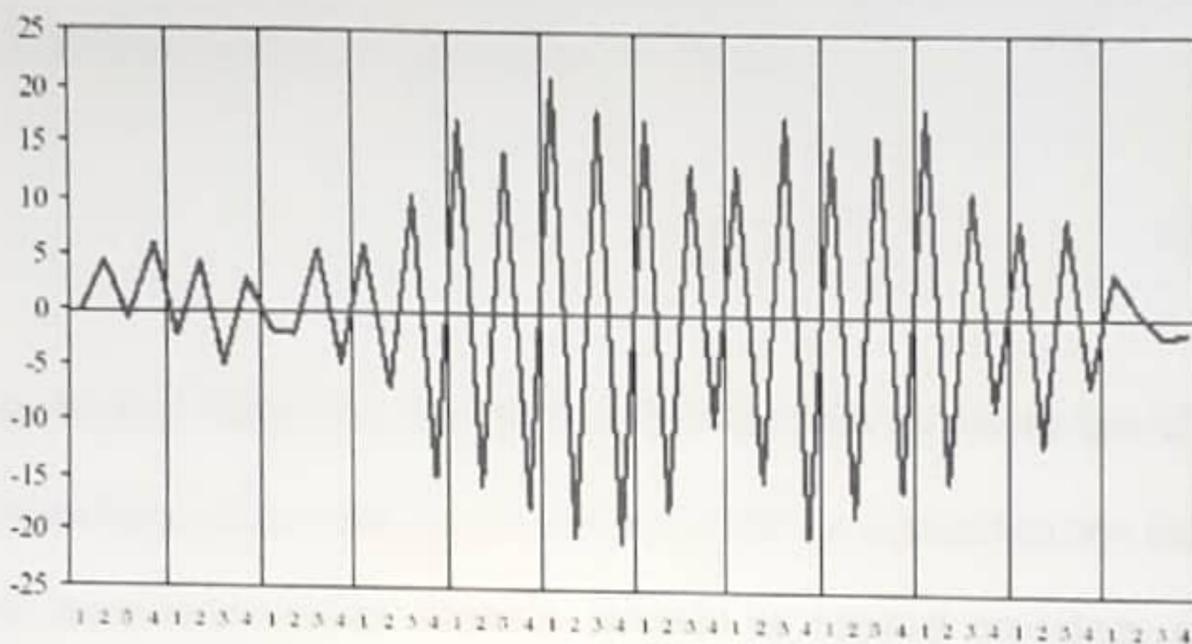
$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + e_t \quad (2.1)$$

Por otro lado, la estacionalidad estacionaria se trata de una serie generada por un proceso autorregresivo, en la que incluyen retardos estacionales y cuyos parámetros cumplen las condiciones de estacionariedad.

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-4} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

¹² Iliana Rosero. Incidencia del Fenómeno del Niño en la Actividad Económica del Ecuador.

Y por último la Estacionalidad no estacionaria, que es un proceso estacional que supone la presencia de raíces unitarias en la representación autorregresiva de la serie. De manera gráfica podemos notarlo en una serie elaborada en forma trimestral pero que sin embargo no se nota con facilidad el componente determinístico.



ELABORACIÓN: El autor.

En contexto generales podemos decir que un proceso es Estacionario si sus propiedades estadísticas son invariantes ante una traslación en el tiempo. Es decir, si su media y su varianza son constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre dos períodos depende solamente de la distancia entre estos dos períodos de tiempo y no del tiempo en el cual se ha calculado la varianza.

$$E(Y_t) = \mu, \quad \text{donde,} \quad t=1,2,3,\dots \quad (2.3)$$

$$\text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2, \quad t=1,2,3,\dots \quad (2.4)$$

El caso más simple de un proceso estocástico viene determinado por lo que se conoce como un paseo aleatorio simple.

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow \Delta y_t = \varepsilon_t \quad (2.5)$$

Donde ε_t se denomina ruido blanco. Generalmente se asume que el ruido blanco tiene media cero, por lo que su función de autocorrelación coincide con su autocovarianza. Además, también es habitual considerar que la varianza del proceso es constante, con lo cual el ruido blanco constituye un proceso estacionario en sentido amplio.

En sentido estricto como se deduce de su definición, el ruido blanco presenta un valor en cada instante de tiempo que no depende de cual haya sido su valor en los instantes precedentes y que no ejerce ninguna influencia en sus valores futuros.

Para contrastar la estacionariedad del componente estocástico llamado error de la regresión, se la realiza a través de un test en el que la hipótesis que se contrasta es el valor unitario de un determinado coeficiente autorregresivo (a_1) a través del análisis de la nulidad de ($a_1 - 1$).

Bajo determinadas hipótesis si el modelo está bien especificado la perturbación será estacionaria y el coeficiente a_1 será menor que 1. Si se rechaza la hipótesis de que ($a_1 - 1$) es igual a cero y hay evidencia de que $(a_1 - 1) < 0$, entonces se acepta que la perturbación es estacionaria y que la regresión es no espuria¹³. Si se acepta la hipótesis $(a_1 - 1) = 0$ y hay evidencia de que ($a_1 - 1$) es igual o mayor que cero, entonces la perturbación no es estacionaria y la regresión se considera espuria o no causal.

Con la aparición de los conceptos de integración y cointegración surge la necesidad de disponer de contrastes que ayuden a decidir el orden de integración de una serie. La propuesta de Engle y Granger fue utilizar los contrastes de Dickey y Fuller (1979). Sin embargo los contrastes de raíces unitarias se han desarrollado enormemente desde sus inicios y ahora uno

¹³ Granger y Newbold (1974). Son regresiones espurias las existentes entre dos variables que no mantienen entre sí una relación causal y que la relación entre ellas proporciona una elevada bondad del ajuste y un valor del estadístico Durbin-Watson (Dw) llamativamente bajo, muy inferior al valor que correspondería a la ausencia de autocorrelación y menor al límite inferior del test de Durbin-Watson.

de los métodos de contraste más utilizados es el contraste de Dickey y Fuller aumentado (ADF).

A no dudarlo, el test más habitual a la hora de determinar la estacionariedad de una serie temporal, es la aplicación del conocido test de Dickey–Fuller (Test DF) o Dickey-Fuller Ampliado (Test ADF). Éste es un contraste de “No estacionariedad” ya que la hipótesis nula es precisamente la presencia de una raíz unitaria en el proceso generador de datos de la serie analizada.

El test ADF, denominado test “aumentado” de Dickey y Fuller, consiste en contrastar la hipótesis de nulidad pero en una relación “aumentada” con la inclusión de valores retardados de Z_t . Si se considera necesario pueden incluirse también término constante y la tendencia, al igual que el test DF.

$$Z_t = \alpha + \delta t + \rho Z_{t-1} + \sum_{i=1}^l \phi_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

Sin embargo, los contrastes desarrollados por Dickey y Fuller consideran que las innovaciones del modelo nulo pueden ser autorregresivas, y aportan una solución que valida la utilización de sus estadísticos en dicha situación. Sin embargo, suponen homoscedasticidad en las innovaciones, lo cual puede limitar la aplicabilidad de estos contrastes, ya que es más realista suponer que las perturbaciones pueden ser heteroscedásticas.

Phillips (1987) aporta una solución a este problema, desarrollando unos contrastes de raíces unitarias no paramétricos, en los que se permite que las innovaciones del proceso sean débilmente dependientes y heterogéneamente distribuidas. En este sentido los contrastes propuestos por Phillips gozan de una aplicabilidad más general que los de Dickey y Fuller.

2.1.1. Test de Phillips Perron.

En 1987 Phillips Perron para determinar la estacionariedad de una serie, planteó el siguiente modelo:

$$y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

α y δ son los parámetros que constituyen el componente determinístico de la regresión (2.7) y ε_t es el componente estocástico o aleatorio de la regresión.

$$y_t - \delta y_{t-1} = \alpha + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

$$(1 - \delta L)y_t = \alpha + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

despejando y_t , de la ecuación (2.9)

$$y_t = \frac{\alpha + \varepsilon_t}{1 - \delta L} \quad (2.10)$$

la misma que se la puede expresar

$$y_t = \frac{\alpha}{1 - \delta L} + \frac{\varepsilon_t}{1 - \delta L} \quad (2.11)$$

Realizando analogía entre la ecuación (2.7) con (2.11), tenemos

$$y_t = \frac{\alpha}{1 - \delta} + \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i \varepsilon_{t-i} \quad (2.12)$$

Si restamos y_t para y_{t-1} que es lo que propone Perron, se obtiene,

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

de ésta última expresión, el contraste adecuado es:

$$H_0 : \beta = 0$$

Vs.

$$H_a : \beta < 0$$

Sin embargo, la tabla de referencia de la "t" de Student a utilizar para contrastar la raíz unitaria no puede ser la del test "t" DF tradicional ya que Perron (1989) comprobó que cuando los residuos están distribuidos de

forma idéntica e independiente, la distribución de β depende de la proporción de observaciones ocurridas antes del punto de corte.

La presencia de raíces unitarias estacionales sugiere de modo natural evaluar la presencia de cointegración estacional. Es decir, tendencias estocásticas comunes de largo plazo entre los componentes estacionales de distintas variables.

La existencia de un proceso autorregresivo en una variable supone la existencia de posibles shocks aleatorios durante un cierto período de tiempo, tanto mayor sea el coeficiente de autocorrelación.

En la estimación de modelos, la existencia de autocorrelación en la perturbación suponía que un error cometido en el pasado afecta a las sucesivas estimaciones que realicemos en períodos posteriores. Si existe un camino aleatorio, los shocks aleatorios del proceso persisten indefinidamente, lo que supondría que en nuestro modelo los errores afectarían de manera permanente y acumulada a nuestras estimaciones, con lo que el modelo perdería toda su validez, ya que no seríamos capaces de explicar el comportamiento de la variable endógena.

Por otro lado, si el modelo presenta raíces unitarias en la perturbación aleatoria, estaría suponiendo la inexistencia de una relación estable a largo plazo, ya que la posible relación entre las variables explicativas y explicadas dependería de sucesiva acumulación de errores (shock) a lo largo del tiempo y por definición sería imposible predecir al valor final que alcanzaría nuestra variable explicada a cabo de " n " períodos.

2.1.2. Cointegración.

Una variable y_t es integrada de orden d , cuando puede ser transformada en una variable estacionaria al diferenciarla d veces.

Dos variables y_t y x_t son cointegradas de orden d y b si se cumple que ambas series tengan el mismo orden de integración y que exista una combinación lineal entre ellas del tipo $a_1 y_t + a_2 x_t$ con un orden de integración de $d - b$.

La importancia de la existencia de las relaciones de cointegración se centra en el caso en el que $(d - b)$ sea igual a cero, ya que podemos afirmar que existe un vínculo entre ambas variables que se mantienen en el tiempo y que no se ve afectado por posibles shocks temporales que se detecten entre variables, es decir que existe una relación estable que se mantiene a largo plazo.

El análisis de cointegración está muy relacionado con los modelos CE, debido a que se establece una correspondencia entre relaciones cointegradas y modelos con CE (modelos con componente de error). Estos modelos constituyen una opción interesante para la estimación de modelos dinámicos como se especificarán en los siguientes capítulos.

El modelo con componente de error, fué propuesto por Davidson, Hendry, Srba y Yeo(1978) y recibió un gran impulso a partir del trabajo de Engle y Granger(1987) en el que se relaciona la cointegración con este enfoque.

Engle y Granger consideran que un vector de N series temporales, x_t tiene una representación:

$$A(L) (1 - L) x_t = - F z_{t-1} + u_t \quad (2.14)$$

Donde,

$A(L)$: es una matriz de polinomios en el operador de retardos.

L : es el operador de retardos

F : es una matriz de parámetros no nula de orden $N \times r$

A : es una matriz de parámetros de orden $N \times r$

u_t : es un vector, de orden $N \times 1$, de errores aleatorios estacionarios.

Engle y Granger admiten las relaciones causales contemporáneas y se distingue entre relación a largo plazo y a corto plazo.

Para el caso de la relación a largo plazo, en el vector de variables X_t está formado por dos variables se lo podría expresar como,

$$y_t^* = a + b X_t + u_t \quad (2.15)$$

En cambio la relación a corto plazo puede expresarse, de acuerdo con el modelo CE, de forma que las desviaciones respecto a la tendencia a largo plazo tienden a corregirse.

Si en un período el valor observado de y_t es superior al de su tendencia, $E(y_t^*/X_t)$, en el siguiente período se supone que se producirá una disminución en y_t que amortigüe esa diferencia por otro lado si y_t es inferior a y_t^* en el período siguiente se producirá un aumento de y_t que lo acerque a su tendencia¹⁵.

Sin embargo, en modelos econométricos tradicionales que hacen uso de información en forma de series de tiempo, comúnmente se requiere

¹⁵ Véase Maddala (1992) relaciones causales entre relaciones a largo y a corto plazo.

imponer restricciones a los parámetros involucrados para obtener formas reducidas que puedan ser estimadas con las técnicas estadísticas conocidas; también resulta necesario hacer supuestos acerca de la dinámica del sistema económico, mediante la imposición de restricciones sobre el número de retrasos con que una variable incide en las demás. Es importante también conocer cuáles de las variables involucradas son exógenas y cuáles son endógenas.

2.1.3. Análisis Multivariado.

Una herramienta de análisis que permite a los datos expresarse por sí solos sin necesidad de que exista una teoría económica que guíe o restrinja la estructura del modelo son los VAR¹⁶.

Por tanto, supóngase que se tiene interés en estudiar k series de tiempo de manera simultánea, con el fin primordial de esclarecer sus posibles interrelaciones dinámicas y construir un modelo que permita, entre otras cosas, obtener pronósticos de las k variables. Así pues, sea:

W_t : un vector (columna) k variado de series de tiempo.

$W_t = (W_{1t}, W_{2t}, \dots, W_{kt})'$, donde $t = 1, \dots, N$ observaciones.

¹⁶ Vectores Autorregresivos.

$G(B)$: denota a la matriz de polinomios de retraso.

B : es el operador de retraso tal que $B W_{i,t} = W_{i,t-1}$ para toda i .

$$G(B) = \begin{bmatrix} g_{11}(B) & g_{12}(B) & \dots & g_{1k}(B) \\ g_{21}(B) & g_{22}(B) & \dots & g_{2k}(B) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ g_{k1}(B) & g_{k2}(B) & \dots & g_{kk}(B) \end{bmatrix} \quad (2.16)$$

donde,

$$g_{ij}(B) = g_{ij,0} + g_{ij,1}B + \dots + g_{ij,p}B^{p-1} \quad i, j = 1, \dots, k \quad \text{y} \quad p \geq 1 \quad (2.17)$$

$$g_{ij}(B) = g_{ij,0} + g_{ij,1}B + \dots + g_{ij,p}B^{p-1} \quad i, j = 1, \dots, k \quad \text{y} \quad p \geq 1$$

la matriz de polinomios de retraso se la puede escribir en forma alternativa

como:

$$G(B) = \begin{bmatrix} g_{11,1} & g_{12,1} & \dots & g_{1k,1} \\ g_{21,1} & g_{22,1} & \dots & g_{2k,1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ g_{k1,1} & g_{k2,1} & \dots & g_{kk,1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} g_{11,p} & g_{12,p} & \dots & g_{1k,p} \\ g_{21,p} & g_{22,p} & \dots & g_{2k,p} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ g_{k1,p} & g_{k2,p} & \dots & g_{kk,p} \end{bmatrix} B^{p-1} = G_1 + \dots + G_p B^{p-1} \quad (2.18)$$

$$G(B) = \begin{bmatrix} g_{11,1} & g_{12,1} & \dots & g_{1k,1} \\ g_{21,1} & g_{22,1} & \dots & g_{2k,1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ g_{k1,1} & g_{k2,1} & \dots & g_{kk,1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} g_{11,p} & g_{12,p} & \dots & g_{1k,p} \\ g_{21,p} & g_{22,p} & \dots & g_{2k,p} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ g_{k1,p} & g_{k2,p} & \dots & g_{kk,p} \end{bmatrix} B^{p-1} = G_1 + \dots + G_p B^{p-1}$$

Tomando las expresiones anteriores, se lo puede representar de manera vectorial, de tal forma que un vector autorregresivo viene a ser entonces un modelo que sirve para explicar el comportamiento de W_t

$$W_t = G(B)W_{t-1} + D + a_t \quad (2.19)$$

en la cual,

W_{t-1} : es el vector regresor que indica que todas las variables del vector W son consideradas como potencialmente endógenas y explicadas por ellas mismas.

D : representa a un vector de factores deterministas, que comúnmente incluye a la constante y/o variables artificiales para capturar los efectos estacionales.

$\{a_t\}$: Indica un proceso multivariado, es decir (a_1, a_2, \dots) son vectores aleatorios independientes y con distribución normal $N_k(0, \Sigma)$, donde Σ es la matriz de varianza-covarianza.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1k} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 & \dots & \sigma_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{1k} & \sigma_{2k} & \dots & \sigma_k^2 \end{bmatrix} \quad (2.20)$$

Por consiguiente la expresión (2.1.16) denota un sistema de K ecuaciones del tipo,

$$W_{i,t} = g_{i1}(B)W_{i,t-1} + \dots + g_{ik}(B)W_{i,t-k} + D_i + a_{it} = g_{i1,1}W_{i,t-1} + g_{i1,2}W_{i,t-2} + \dots + g_{i1,p}W_{i,t-p} + g_{i2,1}W_{i,t-1} + g_{i2,2}W_{i,t-2} + \dots + g_{i2,p}W_{i,t-p} + D_i + a_{it} \quad (2.21)$$

Para la estimación de los parámetros involucrados en el vector autorregresivo es de utilidad el método de MAXIMA VEROSIMILITUD, para el cual se requiere de los supuestos de que $\{a_1, a_2, \dots, a_N\}$ son independientes y distribuidos como una normal multivariada, en la cual la función de densidad conjunta de $\{a_1, a_2, \dots, a_N\}$ es :

$$p(a_1, \dots, a_N) = (2\pi)^{-kN/2} |\Sigma|^{-N/2} \exp\left(-\sum_{t=1}^N a_t' \Sigma^{-1} a_t / 2\right) \quad (2.22)$$

El criterio de Máxima Verosimilitud tiene un problema el cual consiste que mientras más variables o rezagos aparecen en el vector de residuos del VAR más grados de libertad se pierden, para corregir esto Sims (1980) sugiere emplear el siguiente estadístico:

$$(T-c) (\ln |\Omega_r| - \ln |\Omega_i|) \sim \chi^2(r) \quad (2.23)$$

Ω_r : matriz de covarianzas de modelo restringido

Ω : matriz de covarianzas de modelo irrestricto

r : número de parámetros restringidos

c : número de parámetros estimados

T : es el número de observaciones.

De ahí que para determinar el número de rezagos óptimos se debe repetir el proceso el número de veces que sea necesario hasta encontrar el número de rezagos óptimos en el VAR.

Algo importante que se debe considerar es que el VAR resultante con su número de rezagos óptimos debe satisfacer las condiciones requeridas, y éstas son:

- El Sistema debe ser estacionario
- El vector ε_t debe estar no correlacionado en el tiempo y estar compuesto de variables ruido blanco.

Para determinar si el sistema cumple con las condiciones se puede probar con métodos de estacionariedad antes mencionados.

2.1.4. Método de Johansen

El método de Johansen (1980) y Johansen, Juselius (1990) es de gran utilidad para verificar la hipótesis de cointegración (especificación de largo plazo del modelo). Este tipo de método permite estimar las relaciones dinámicas entre variables conjuntamente determinadas, sin imponer alguna restricción a priori.

El sistema se expresa en forma reducida con cada variable regresada solo en base a los valores rezadas de sí misma y de las otras variables que componen el VAR. Por ello el método de mínimos cuadrados ordinarios es un método eficiente para estimara cada ecuación.

El método de Johansen indica que se debe estimar un VAR (p – 1) para Δy_t es decir regresar Δy_{it} en términos de una constante y de todos los elementos de los vectores $\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p+1}$ por mínimos cuadrados ordinarios (OLS)

Este procedimiento lo realizamos en un VAR, como el siguiente:

$$\Delta y_t = \pi_0 + \Phi_1 \Delta y_{t-1} + \Phi_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Phi_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \hat{u}_t \quad (2.24)$$

donde,

Φ_i : Matriz $n \times n$ con los coeficientes estimados por mínimos cuadrados

\hat{u}_i : Vector en \mathfrak{R}^n de residuos.

Una vez determinado el número de rezagos óptimos y calculado el Var, debemos realizar una regresión entre las variables exógenas y la variable endógena, que es el vector de las series rezagadas, esto se lo puede expresar como:

$$y_{t-1} = \theta + \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \hat{v}_t \quad (2.25)$$

\hat{v}_i : Es un Vector en \mathfrak{R}^n de residuos pero de la regresión.

Finalmente éstas dos regresiones nos dan los estimadores de sus coeficientes, además de las constantes y de los residuos de la regresión, que nos permiten determinar los coeficientes de correlación.

En resumen cuando existen $K - 1$ relaciones de cointegración entre las variables, Johansen determina cual es la ecuación cointegradora que explica de mejor manera al modelo.

2.1.5. Modelo de Corrección de Errores

El modelo de Corrección de Errores, utilizado por primera vez por Sargan (1984) postula que si un conjunto de series de tiempo está cointegrada, es decir hay una relación de equilibrio a largo plazo entre ellas, se puede tratar su error v_t como un " error de equilibrio" pudiéndosele utilizar para atar el comportamiento de corto plazo de la variable dependiente con su valor de largo plazo, entregando una ecuación de comportamiento de las variables diferenciadas. En el análisis que se realizará en los siguientes capítulos, se utilizará la siguiente forma del modelo de Corrección de errores.

$$\Delta Y_t = \beta \Delta X_t + \delta U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.26)$$

2.1.6. Test Adicionales.

2.1.6.1 Contraste de Box – Pierce –Ljung.

Box y Pierce¹⁷ desarrollaron un estadístico que, basado en los cuadrados de los primeros coeficientes de autocorrelación de los residuos, permite analizar si existe o no autocorrelación.

El estadístico se define como una suma acumulada de estos cuadrados de los coeficientes de correlación empíricos; esto es,

$$Q = n \sum_{j=1}^p \hat{\rho}_j^2$$

donde,

$$\hat{\rho}_j = \frac{\sum_{t=j+1}^n e_t e_{t-j}}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$

¹⁷ G.E.P. Box y D. A. Pierce "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models"

Bajo la hipótesis nula de no autocorrelación el estadístico Q se distribuye asintóticamente según una *ji cuadrada* con grados de libertad igual a la diferencia entre el número de coeficientes acumulados (p) y el número de parámetros estimados al ajustar que se considere.

Posteriormente este estadístico fue revisado por Ljung-Box obteniéndose mejores resultados para muestras pequeñas si se utiliza esta otra expresión alternativa.

$$Q' = n(n+2) \sum_{j=1}^p \frac{\hat{\rho}_j^2}{(n+j)}$$

Estos estadísticos se definieron inicialmente para el análisis de Series Temporales pero a veces también se utilizan para verificar la hipótesis de autocorrelación en los modelos de regresión. No obstante, esta aplicación en modelos estructurales debe realizarse con cautela ya que la inclusión de variables exógenas en el modelo tiene un efecto desconocido sobre el estadístico experimental.

CAPITULO III

3. ANÁLISIS DE DATOS

El interés de este trabajo es analizar la evolución y el cambio que experimentan los índices de Precios al Consumidor y al Productor en el país, cuando existen variaciones en la tasa del IVA.

En el presente estudio, las variables que se utilizan son: el Índice de Precios al Consumidor, la Tasa del IVA, el Agregado Monetario M1, el Índice de Precios al Productor, todas ellas son variables de tipo económicas.

A partir de estas variables, se analizará la existencia o no de cointegración entre los índices de precios con la tasa del IVA y el M1. La presencia de cointegración indicaría que los precios de estos dos grupos presentan una relación de equilibrio al largo plazo con la tasa del IVA y otros factores cuya relación es invariante a lo largo del tiempo.

La teoría empírica corresponde a los lineamientos tradicionales sobre la incidencia que tiene el IVA, como impuesto, sobre los diferentes índices de precios en el país. Adicionalmente, se plantea la idea de conocer quién asume el incremento del IVA, si es el productor o el consumidor.

3.1. Justificación y Obtención de datos

La información necesaria para llevar a cabo este estudio de incidencia se encuentra a disposición en la página web y en la biblioteca del Banco Central del Ecuador, además dichos datos se los puede verificar en la página del INEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos).

Con el fin de cumplir este propósito, se tomó la serie del índice de precios al consumidor, la tasa del IVA y el agregado monetario M1 desde el primer mes del año 1982. Sin embargo para el análisis relacionado al índice de precios al productor se utilizaron series mensuales desde enero de 1998.

Es de importancia notar que se realiza un análisis independiente entre cada uno de los índices de precios, de tal manera que se cumple con la teoría que sugiere que para un mejor estudio económico, los datos deben ser de la misma frecuencia, en este caso fue mensual, lo que ayuda a

tener la mayor cantidad de datos posibles, que permitirá realizar mejores estimaciones.

3.2. Análisis Descriptivo

Para analizar la tendencia de las variables descritas anteriormente, se presenta el análisis de las medidas descriptivas, así como el grado de variabilidad mensual respecto al comportamiento de las series. En los siguientes cuadros se realiza un resumen de cada una de las pruebas estadísticas con sus respectivas gráficas, antes y después de la dolarización, con la finalidad de observar el comportamiento de las variables una vez implantado el nuevo sistema monetario. El IVA está en porcentajes, y el Agregado Monetario M1 se encuentra representado en miles de sucres corrientes.

CUADRO N° 2

Período: 1982:01 1999:12

	IPC	IVA (%)	M1 (miles de sucres)
Media	73.764	9.1389	1,988,627
Máximo	448.7	12	15,358,151
Mínimo	1.17	6	48,253
Desv. Std	99.149	1.6979	2766156
Volatilidad	1.344	0.1837	1.391

Desde el año 1982 hasta el año 1999, período antes de la dolarización; el IPC promedio mensual fue de 73.764. El máximo valor del índice (448.70) corresponde al último mes del año 1999, contribuyendo así a que la desviación estándar del IPC sea 99.149 con una volatilidad de 1.344.

La serie del IVA por estar en porcentajes, con dispersión de 1.6979 se encuentra alejada de su media que está en 9.1389 y cuya tasa más alta fue del 12 % que corresponde a los dos últimos meses del año de 1999.

Por otro lado, con una media de 1,988,627 miles de sucres el Agregado Monetario M1 encuentra su valor más alto de 15,358,151 en diciembre de 1999 y su menor valor de 48,253 miles de sucres en los primeros años.

CUADRO N° 3

Estadística Descriptiva

Período: 2000:01 2003:06

	IPC	IVA (%)	M1 (miles de sucres)
Media	977.65	12.143	44,755,682
Máximo	1205.40	14	58,622,500
Mínimo	513	12	31,325,141
Desv. Std	189.048	0.5213	8816502
Volatilidad	0.193	0.0429	0.197

Observando el Cuadro N° 3, durante los últimos tres años (proceso de dolarización) el IPC promedio ha sido 977.65, con un valor máximo de 1205.40 en mayo del 2003, mientras que su valor mínimo está representado en 513 durante los primeros meses después de la dolarización.

El impuesto al Valor Agregado, debido a las dos variaciones en este período, su valor máximo del 14% en junio del 2000 y el 12% su valor mínimo en los primeros meses del 2000 y a partir del septiembre del 2000, hace que la media de la serie sea de 12.143. Esto representa una desviación estándar del 0.5213 y una variabilidad de 0.0429.

Es de importancia señalar, que cada una de las variables anteriormente analizadas presentan un crecimiento luego del proceso de dolarización. Esto se puede reflejar en el hecho que cada una de las medias aritméticas de las series son mayores en el período de 2000:01 a 2003:06. Por lo que se puede notar que el crecimiento del Agregado Monetario M1 es razonable debido al crecimiento de los precios en el país (73.764 a 977.65).

Además, se puede apreciar que el IPC presenta una menor volatilidad después de la dolarización representado en 0.193, en comparación a

1.344 que es la variabilidad del índice antes de la dolarización; estos valores se reflejan en los Cuadros N° 2 y 3.

En los siguientes gráficos se presentan a cada una de las series a través del tiempo.

GRAFICO N° 3
Indice de Precios al Consumidor

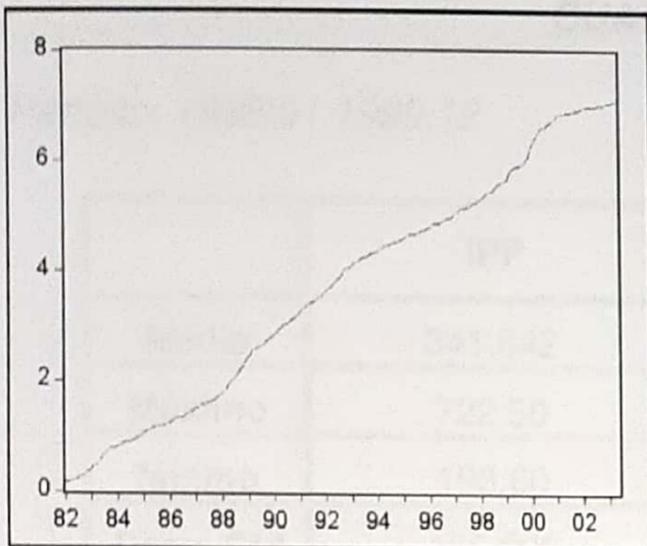


GRAFICO N° 4
Tasa del IVA

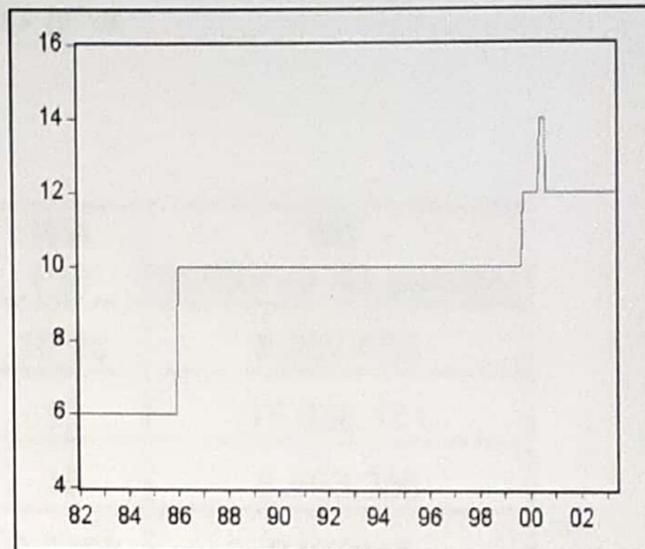
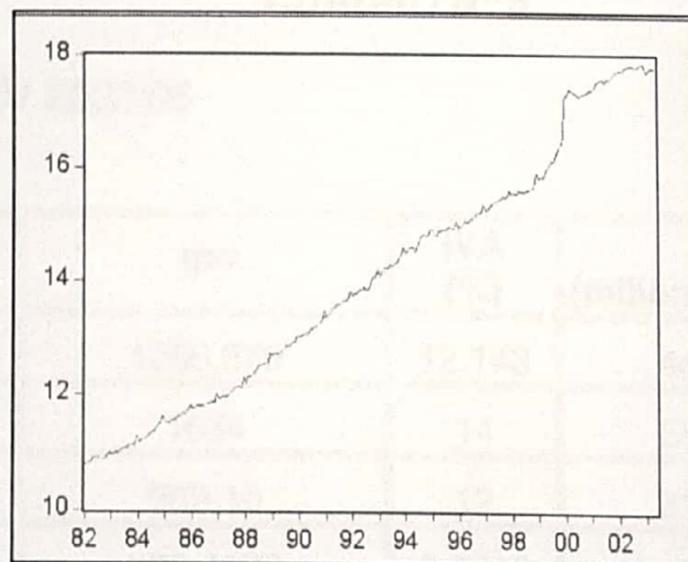


GRAFICO N° 5
Agregado Monetario M1



Sin embargo, se debe recordar que el análisis de la incidencia del IVA entre los índices son independientes, razón por la cual en los siguientes cuadros se presenta en resumen la estadística descriptiva del Índice de Precios al Productor asociado a las variables de interés, durante dos períodos: antes y después de la dolarización, con la finalidad de analizar la variabilidad que presenta el IPP durante las dos etapas.

CUADRO N° 4

Período: 1998:01 1999:12

	IPP	IVA (%)	M1 (millones de sucres)
Media	341.642	10.25	8,207,005
Máximo	722.50	12	15,358,151
Mínimo	198.60	10	5,663,385
Desv. Std	155.605	0.6757	2757947
Volatilidad	0.455	0.0659	0.336

CUADRO N° 5

Período: 2000:01 2003:06

	IPP	IVA (%)	M1 (millones de sucres)
Media	1266.379	12.143	44,755,682
Máximo	1634	14	58,622,500
Mínimo	989.10	12	31,325,141
Desv. Std	120.4138	0.5213	8816502
Volatilidad	0.0951	0.0429	0.1969

En los Cuadros N° 4 y 5, se muestra que el Índice de Precios al Productor, presenta una mayor volatilidad antes de la dolarización, representado en 45.54% mientras que después de la dolarización tiene una variabilidad del 9.51%. Lo cual muestra que el IPP es más variable antes de la dolarización.

Cabe señalar, que el Índice de Precios al Productor tiene un crecimiento considerable luego de la dolarización, viéndose reflejado en que la media del índice es mayor después de la dolarización.

Es de utilidad mostrar el gráfico de cada una de las series para observar el comportamiento de las variables a través del tiempo. En donde, cabe mencionar que la tasa del IVA y el Agregado monetario M1, experimentan de igual manera una mayor variabilidad antes del año 2000.

GRAFICO N° 6
Índice de Precios al Productor

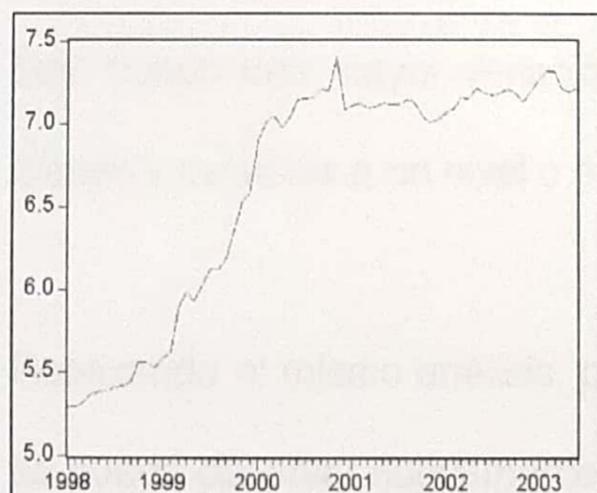


GRAFICO N° 7
Tasa del IVA

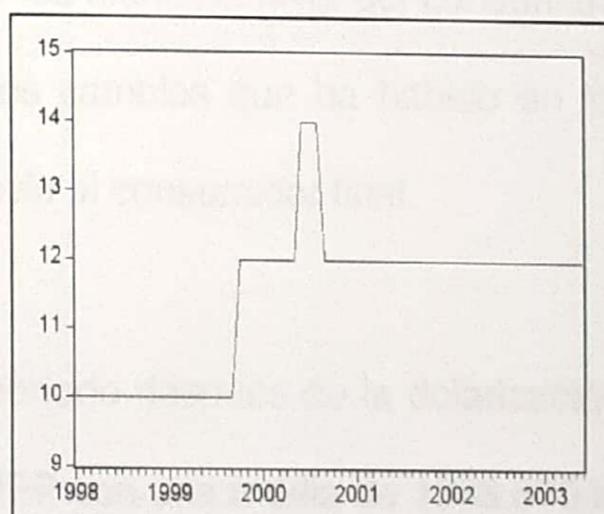
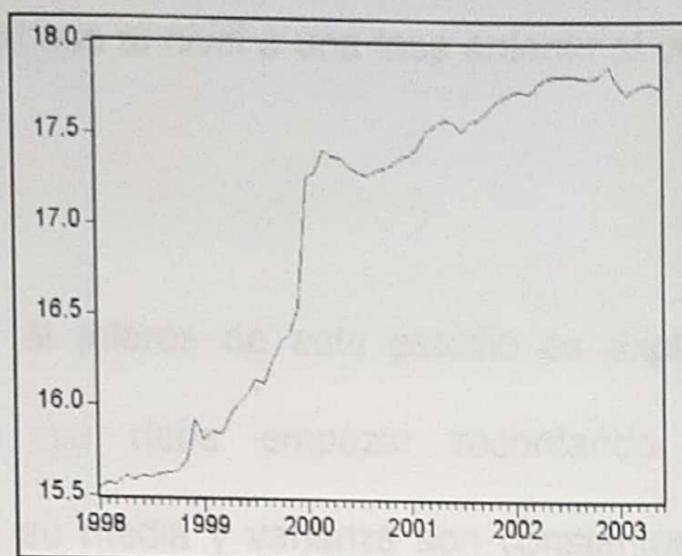


GRAFICO N° 8
Agregado Monetario M1



Finalmente, realizando una comparación antes de la dolarización de los índices de Precios al Consumidor y al Productor, se aprecia que el IPP es mayor que el IPC (*la media del IPP (341.64) es mayor que la del IPC (73.76)*). Sin embargo el IPC presenta mayor volatilidad representado en 1.344 en comparación a la del IPP cuya variación es del 0.455. Esto significa que los cambios de precios de los bienes a nivel del consumidor final tienen una mayor variación que los cambios que ha habido en los bienes y servicios a un nivel o etapa previa al consumidor final.

Realizando el mismo análisis, para el período después de la dolarización, se puede observar nuevamente que el IPP con una media de 1266.379 es

mayor que el IPC con media de 977.65. Sin embargo, al analizar la variabilidad, se nota que el IPC presenta una mayor volatilidad 0.193 que el del IPP representada en 0.0951, lo que igualmente indicaría que los cambios en los precios se ve afectado de mayor manera a nivel de consumidor final que al nivel a una fase anterior al consumo de los bienes y servicios.

Debido a que el interés de este estudio es explotar las dimensiones econométricas, se debe empezar recordando que una serie es estacionaria si su media y varianza son constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre dos períodos depende solamente de la distancia entre dos períodos de tiempo y no del tiempo en el cual se ha calculado la covarianza. En los gráficos anteriores muestran que las series no tienen una media constante y al parecer son series no estacionarias.

Por lo tanto se procede a realizar la prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron (1987). En los Cuadros N° 6 y N° 7; se presentan los resultados de los logaritmos del índice de precios al consumidor y al productor, además la tasa del IVA.

Cuadro N° 6
Resultados del test de Raíz Unitaria.

Hipótesis Alternativa (H1)	Test PP	Valor crítico	
		1%	5%
Serie Log IPC			
• Estacionaria con tendencia e intercepto	-1.144	-3.99	-3.43
Serie IVA			
• Estacionaria con tendencia e intercepto	-2.434	-3.99	-3.43
Serie Log M1			
• Estacionaria con tendencia e intercepto	-2.476	-3.99	-3.43

ELABORACIÓN: El autor.

Los resultados del Cuadro N° 6, demuestran que las series no son estacionarias debido que el valor del estadístico en valor absoluto es mayor que el 5% de significancia, lo que indica que existe suficiente evidencia estadística para decir que en este caso, no se puede rechazar la hipótesis nula a ningún nivel de significación por lo que se debería admitir, en principio, la presencia de una raíz unitaria.

En igual forma en el Cuadro N° 7 se realiza el mismo análisis, y una vez más se descarta la estacionariedad de las series durante este período, debido a que no se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en la series.

Cuadro N° 7
Resultados del test de Raíz Unitaria.

Hipótesis Alternativa (H1)	Test PP	Valor crítico	
		1%	5%
Serie Log IPP			
• Estacionaria con tendencia e intercepto	-0.809	-4.11	-3.48
Serie IVA			
• Estacionaria con tendencia e intercepto	-2.106	-4.11	-3.48
Serie Log M1			
• Estacionaria con tendencia e intercepto	-1.61	-4.11	-3.48

ELABORACIÓN: El autor.

Expresadas en niveles, el test de Phillips Perron indica no estacionariedad para todas las variables. Ahora bien, es importante realizar dicho test en primeras diferencias para determinar el grado de integración de las variables, ya que el análisis de cointegración exige que las variables estén integradas del mismo orden para que puedan cointegrar.

Si el proceso es realmente $I(1)$, los tests deberían ser capaces de rechazar la hipótesis de raíz unitaria para las primeras diferencias, como es el caso para todas las variables, por lo que se puede concluir que todas las variables (que serán usadas en la ecuación de cointegración) tienen un orden de integración de 1. Los resultados se presentan en el siguiente cuadro.

Cuadro N° 8

Resultados del test de Raíz Unitaria de las series diferenciadas.

Hipótesis Alternativa (H1)	Test PP	Valor crítico	
		1%	5%
Serie Log IPC			
• Estacionaria con intercepto	-8.4601	-3.46	-2.87
Serie IVA			
• Estacionaria con intercepto	-16.06	-3.46	-2.87
Serie Log M1			
• Estacionaria con intercepto	-18.54	-3.46	-2.87

ELABORACION: El autor.

Los resultados muestran que los logaritmos de los índices de los Precios al Consumidor, el Agregado Monetario M1 y la tasa del IVA son $I(1)$; es decir requieren ser diferenciados 1 veces para volverlos estacionarios, con un nivel de significancia del 1%.

En el siguiente cuadro que corresponde al período desde 1998 hasta el 2003, el test de Phillips Perron indica que el índice de Precios al Productor, el M1 y la tasa del IVA a un nivel de significancia del 1%, rechazan la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria su orden de integración es de $I(1)$.

Cuadro N° 9

Resultados del test de Raíz Unitaria de las series diferenciadas.

ELABORACIÓN: El autor

Hipótesis Alternativa (H1)	Test PP	Valor crítico	
		1%	5%
Serie Log IPP			
• Estacionaria con intercepto	-7.6072	-3.53	-2.91
Serie IVA			
• Estacionaria con intercepto	-7.9449	-3.53	-2.91
Serie Log M1			
• Estacionaria con intercepto	-7.0298	-3.53	-2.91

En el presente capítulo se llevó a cabo una revisión del análisis estadístico de cada una de las series de las variables, además de las pruebas clásicas de raíz unitaria, indicando la no estacionariedad de las series y señalando el orden de integración de las mismas. En el siguiente capítulo se estudiará la especificación del modelo realizando el análisis que indica que las series cointegran. Posteriormente se obtendrá una relación a largo plazo que es utilizada para la estimación del modelo de corrección de errores. De igual forma se evalúa la congruencia y veracidad del modelo.

CAPITULO IV

4. ANÁLISIS DE RESULTADOS

Desde años atrás, ha nacido el interés por desarrollar modelos específicos que indiquen en qué forma el IVA incide sobre los índices de precios del país, viéndose reflejado en el equilibrio general del ciclo económico. Esto indica, en parte, la importancia de los actuales debates con centro en la política económica. Una de las hipótesis clásicas es que el IVA es transferido al consumidor.

La contrastación de ésta hipótesis no está libre de desacuerdos metodológicos, ya que se puede también pensar que es el productor que asume el impuesto y luego de un período de tiempo transfiere este impuesto al consumidor. Pero incluso en este caso, no se puede dar un modelo de manera empírica sino que se necesita de ciertas herramientas econométricas que muestran las respuestas dinámicas de las variables que respaldan este trabajo.

El análisis de cointegración ha alcanzado en los últimos años un elevado protagonismo en diferentes tipos de estudios, desplazando a otros análisis que tienen un grado de realismo mucho menor.

Acorde a lo descrito en la metodología (Capítulo II) se planteó un modelo, que relaciona las variables: Índice de precios al Consumidor (Log Ipc), Tasa del IVA (IVA 1), Agregado Monetario M1(Log M1) y una variable Q, que es una variable explicativa en la ecuación de regresión que sólo es cualitativa y que indica el shock provocado por el cambio de moneda en el país. De esta forma se define la ecuación que contiene las cuatro series de tiempo a utilizar, en donde los logaritmos naturales del índice de precios al consumidor y el M1, junto con la variable Tasa del IVA, son variables integradas de orden 1; por lo tanto podría existir al menos un vector de cointegración entre éstas variables,

$$\text{Log } ipc = \alpha + \beta_1 \text{ IVA} + \beta_2 \text{ Log } m1 + \beta_3 Q \quad (4.1)$$

donde,

Log Ipc : Es el logaritmo natural del índice de Precios al consumidor.

IVA: Es la tasa del Impuesto al Valor Agregado.

Log m1 : El logaritmo natural del agregado monetario circulante.

Q: Es una variable cualitativa (llamada Dummy).

La teoría económica propone medir el efecto de los índices sobre el nivel económico de los individuos provocado por los impuestos que recaen sobre ellos. De ahí que la ecuación (4.1) implica que las variaciones del IPC dependen de la tasa del IVA, del agregado M1 y de la variable Q.

Sin embargo para saber cuál es la verdadera ecuación cointegradora que explica al modelo y para estimar el orden de cointegración entre variables estocásticas se utilizó el criterio de Johansen, el cual analiza simultáneamente las hipótesis de la existencia de una o más ecuaciones de cointegración¹⁸.

Para la aplicación del test de Johansen, se considera que las variables presentan tendencia determinística en su trayectoria y que el Vector Autorregresivo especificado es de 6 rezagos. El resultado de la realización del test de Johansen con estas especificaciones está expresado en el cuadro N° 10.

¹⁸ Véase. Anexo 1. Obtención del grado óptimo del VAR.

CUADRO N°10

TEST DE COINTEGRACION DE JOHANSEN

Eig valor	Razón de verosimilitud	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 1%	Número de vectores de cointegración
0.127159	4.151.018	29.68	35.65	Ninguno**
0.023875	7.373.643	15.41	20.04	A lo más 1
0.005199	1.308.236	3.76	6.65	A lo más 2

(**) denota rechazo a la hipótesis a un 1% de significancia.

Los resultados indican que las variables Log IPC, IVA y Log M1 se encuentran cointegradas con un nivel de significancia de 5%, a través de un único vector de cointegración.

El vector de cointegración se lo puede expresar de la siguiente forma:

$$\text{Log } Ipc = -11.22499 + 0.029131 \text{ IVA} + 1.050587 \text{ Log } m1 \quad (4.3)$$

(0.01625) (0.01671)

$R^2 : 0.996876$ $DW : 0.276162$

Los valores en paréntesis corresponden a los errores estándar asintóticos.

Muestran que los coeficientes son estadísticamente significativos.

De la ecuación (4.3), la elasticidad de largo plazo de la Tasa del IVA es de 0.029131 y el Agregado Monetario con una elasticidad de 1.050587, lo cual significa que una variación de un 1% en la Tasa del IVA implicaría

una variación mensual de 0.029% en el índice de Precios al Consumidor. Mientras que un cambio de 1% del Agregado M1, ocasiona una variación del 1.050587% del IPC.

Por lo tanto, los resultados indican que durante el período bajo análisis (1982:01 2003:06), existe una relación de equilibrio o de largo plazo entre el índice de Precios al Consumidor con la tasa del IVA y el Agregado Monetario M1. Esta relación es directa y estable en el largo plazo. Esto quiere decir que la tasa del IVA ha afectado de una manera estable a los precios.

Ahora, si se reduce la muestra a partir de (1998:01 a 2003:06) para el análisis de la incidencia del IVA en los índices de Precios al Productor y se realiza el mismo análisis anterior, se puede ver que debido al ancla monetaria planteada por la dolarización, el índice de precios al productor tiende a reducir su crecimiento, sin embargo durante este período vuelve a presentar una relación de equilibrio a largo plazo.

$$\text{Log } ipp = \alpha + \beta_1 \text{ IVA} + \beta_2 \text{ Log } m1 + \beta_3 T + \beta_4 TQ \quad (4.4)$$

donde,

Log Ipp: Es el logaritmo natural del índice de Precios al Productor.

IVA: Es la tasa del Impuesto al Valor Agregado.

Log m1 : El logaritmo natural del agregado monetario circulante.

T: Es una tendencia que empieza desde 1998:01.

TQ: Es una variable cualitativa que recoge la suma de las tendencias.

Luego de haber verificado que ninguna de las variables a incluir en el sistema de ecuaciones es integrada de segundo orden, se identifica el número de rezagos que maximiza el poder explicativo del modelo¹⁹.

Debido a que nuestro modelo es multivariado pueden existir hasta $n - 1$ combinaciones lineales independientes que determinan conjuntamente la evolución de éstas variables en el tiempo. Sin embargo la ecuación (4.4) es la que mejor explica al modelo.

Aplicando el método de Engle – Granger (1987), para determinar si las variables cointegran, como primer paso se realiza una regresión entre las variables que se cree que existen una relación a largo plazo.

¹⁹ Véase. Anexo 1. Número de rezago óptimo del VAR.

$$\begin{aligned} \text{Log } ipp &= -3.057619 + 0.09089 \text{ IVA} + 0.47246 \text{ Log } m1 + 0.03325 T - 0.03456 TQ \\ p\text{-value} & \quad (0.0007) \quad (0.0002) \quad (0.0000) \quad (0.000) \quad (0.000) \\ R^2 & \quad 0.9893627 \quad \quad \quad DW : 0.827002 \\ & \quad (4.5) \end{aligned}$$

Se observa, que todas las variables son significativas en el modelo. Ahora se analizan los errores de dicha regresión y si testea si los mismos son estacionarios. Si los residuos obtenidos son estacionarios entonces las variables cointegran²⁰.

Por lo tanto el índice de Precios al Productor cointegra con la tasa del IVA, el Agregado Monetario M1, confirmando la existencia de una relación de largo plazo entre éstas variables.

La tasa del IVA a largo plazo se estima en 0.09089, lo que significa que una variación del 1% en la tasa del IVA producirá un cambio mensual del 0.09089% en el IPP. En cambio la variación del agregado monetario M1 provocará una variación del 0.47246% en el IPP.

El análisis de cointegración está muy relacionado con el modelo corrección de errores. Este modelo constituye una opción interesante para determinar la relación a corto plazo entre las variables de estudio.

²⁰ Véase, Anexo 2. Residuos de la Regresión.

El modelo Corrección de Errores, fue propuesto por Davidson, Hendry, Srba y Yeo(1978) en base de investigaciones previas de otros autores que se remontan a 1964, y recibió un gran impulso a partir del trabajo de Engle y Granger(1987) en el que se relaciona la cointegración con este enfoque.

Este enfoque se lo realiza hacia los dos modelos de interés, el análisis del índice de precios al consumidor y luego con el productor cada una de ellas con sus respectivas variables explicativas.

$$\Delta Y_t = \beta \Delta X_t + \delta U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

Al resolver ésta ecuación, se obtuvo²¹:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \beta \Delta X_t - 0.040560 U_{t-1} + \varepsilon_t \\ R^2 &: 0.469051 \quad DW : 1.9850 \end{aligned} \quad (4.7)$$

Cabe mencionar, que la incorporación de algunos rezagos de las variables en la ecuación (4.6) radica en el hecho de que se busca un modelo en el cual los residuos de la estimación sean **Ruido Blanco**²².

²¹ Véase. Anexo 4. Valores del Análisis del Modelo Corrección de Errores.

²² Véase. Anexo 4. Correlogramas

Basándose en el Modelo de Corrección de Errores, un hecho por demás llamativo es que el coeficiente residual en el IPC es de -0.040560 , lo cual significa una velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo alrededor del 4.056% mensual. Mientras que el índice de precios al productor es de -0.437488 , el cual significa que algún desajuste a largo plazo se corrige cada mes en un 43.7488% . Estos últimos resultados permiten apreciar que es el Productor quién asume el IVA en el corto plazo, ya que la velocidad de ajuste en el modelo del IPC es mucho más lenta cuando se produce un cambio en las variables en el largo plazo.

CONCLUSIONES

El objetivo de esta tesis fue realizar un estudio comparativo de la incidencia del Impuesto al Valor Agregado en los índices de Precios al Consumidor y Productor, a fin de contribuir a determinar quién realmente paga un incremento en la tasa del IVA.

La formulación de los modelos se basó en lineamientos teóricos tradicionales que explican el comportamiento que tienen las variables que miden la evolución y variabilidad de los índices. Por lo que se puede concluir lo siguiente:

1. La tasa del Impuesto al Valor Agregado ha tenido tres variaciones, la primera, durante el gobierno del Dr. Oswaldo Hurtado, se mantuvo en una tasa del 6% desde enero de 1982 hasta enero de 1986, mes en el cual el Ing. León Febres Cordero aumentó al 10%; tasa que no tuvo variaciones hasta octubre de 1999; fecha en que el Dr. Jamil Mahuad, Presidente del Ecuador, decretó un alza al

- 12%. El país al tener serios problemas de financiamiento del sector público sube la tasa al 14% en junio del 2000. Este aumento ocasionó problemas sociales en el país por lo que el gobierno luego de tres meses tuvo que disminuir al 12%, porcentaje que se mantiene hasta la actualidad.
2. El Impuesto con mayor participación en los ingresos no petroleros que ha tenido todo gobierno durante los últimos años ha sido el IVA. Razón por la cual los gobiernos, mediante el incremento en la tasa de este impuesto, lo han visto como una alternativa de ajuste a los problemas económicos del sector público.
 3. El índice de Precios al Consumidor, muestra una mayor variabilidad antes de la dolarización, representado en 1.344, en comparación de la volatilidad de 0.193 después de la dolarización.
 4. El Índice de Precios al Productor antes de la dolarización presenta una mayor volatilidad, representada en 45.5%; mientras que a partir del año 2000 el IPP obtienen una variabilidad del 9.50%. Además, el IPP tiene un crecimiento considerable después de la dolarización al igual de lo que sucede con el Agregado Monetario M1.

5. Se ha demostrado que antes y después de la dolarización, el IPC presenta una mayor volatilidad que el IPP. Esto significa que los cambios de precios de los bienes a nivel del consumidor final tienen una mayor variación que los cambios que ha habido en los bienes y servicios a un nivel o etapa previa al consumidor final.
6. Existe en cada modelo analizado, una sola ecuación cointegradora que explica la relación a largo plazo entre las variables.
7. Notablemente, la elasticidad del IVA en el índice de Precios al Consumidor, a largo plazo es pequeña. Es decir, se puede deducir que, ante un incremento en la tasa del IVA, el consumidor no será afectado de manera considerable. Estas elasticidades indican que ante un incremento en el 1% en el IVA, el IPC se incrementa en 0.029% y el Índice de Precios al Productor aumenta en 0.091%.
8. La respuesta del IPP ante un cambio en el IVA a corto plazo es mayor que el IPC. Esto demuestra que en primera instancia es el Productor quien asume el impuesto, ya que la velocidad de ajuste en el modelo del IPC es mucho más lenta cuando se produce un cambio en las variables en el largo plazo.

9. Se demostró que el IVA no se traslada al Consumidor, sino al Productor, que es quien asume el incremento, afectando la posibilidad de ingreso del aparato productivo del país. Un incremento en la tasa del IVA, reduce el ingreso no sólo de los productores, sino que se ven afectados las personas que trabajan para ellos, ya que son los productores quienes contratan a los trabajadores.

10. Se observó que los índices de precios no han actuado a lo predicho en la hipótesis económica, ya que los parámetros estimados indican que a largo plazo existe una mayor incidencia de la variabilidad del IVA en el Índice de Precios al Productor.

GLOSARIO

Año base de un índice de precios. Es el año a partir del cual se realizan las comparaciones de los cambios en los precios. Algunos la conocen como *año o período de referencia*.

Estrato de ingreso. Percepciones que están comprendidas en un intervalo previamente definido.

Incidencia. Mide lo que hubiera variado el nivel general del Índice de precios al consumidor y al productor, al variar la tasa del IVA.

Inflación. La tasa de crecimiento promedio de los precios de la canasta de bienes y servicios de un período a otro.

IPC. Es un indicador económico que mide a través del tiempo la variación de los precios de bienes representativos del consumo de la población del país.

IPP. Es un indicador diseñado para medir a través del tiempo, el cambio de los precios de los bienes y servicios de una canasta fija representativa de la producción del país.

IVA. Es un impuesto sobre bienes y servicios que se traslada a los consumidores. Grava el consumo como resultado de un mecanismo de imposición que actúa en todas las etapas de producción y distribución de los bienes y servicios.

Normalización. Proceso de transformación que se aplica a las series en logaritmos naturales, con la finalidad de homogenizar su unidad de medida.

Población objetivo. Se refiere a la población urbana del país. Son las familias o personas que viven en ciudades.

Política monetaria. Son las acciones instrumentadas por el Ministerio de Finanzas que se orientan a promover la estabilidad económica del país.

Precios. Es el valor de cambio de una unidad de bien o servicio disponible para su entrega a plazo o pago al contado.

ANEXOS

ANEXO 1. Diagrama de flujo de procesos del VAP.

Este diagrama de flujo de procesos se elaboró con el propósito de describir el

proceso de implementación de la estrategia de desarrollo del VAP.

Se muestra el VAP.

ANEXOS

Este diagrama de flujo de procesos se elaboró con el propósito de describir el

proceso de implementación de la estrategia de desarrollo del VAP.

Diagrama de flujo de procesos

Proceso	Actividad
1	1.1
2	2.1
3	3.1
4	4.1
5	5.1
6	6.1
7	7.1
8	8.1

ANEXOS

ANEXO 1.- Número de rezagos óptimos del VAR.

Los resultados del test de Johansen indican la existencia de una sola ecuación de cointegración. A continuación se define el procedimiento.

Sea el siguiente VAR;

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \alpha_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \alpha_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \delta_t \quad (1)$$

Usando el criterio de AKAIKE para determinar el grado óptimo del VAR se presenta en el siguiente cuadro los valores para diferentes rezagos:

CRITERIO AKAIKE ECUACION

Rezagos	Akaike
1	-6,864614
2	-7,192112
3	-7,154794
4	-7,249160
5	-7,296189
6	-7,338914
7	-7,307466
8	-7,257394

Según el criterio del valor más bajo del Akaike, se puede observar que el VAR podría tener un rezago óptimo de 6. Sin embargo para verificar este resultado se debe realizar un análisis de los residuos.

Para determinar el estudio de los residuos, la teoría econométrica indica que se debe formar un VAR de residuos y aplicar el método de Máxima Verosimilitud de manera tal que se indique el número óptimo de rezagos; pero si los residuos no están correlacionados entonces el número de rezagos es cero.

EL método de Máxima Verosimilitud mide si la inclusión de vectores es significativa. La prueba consiste en contrastar H_0 : cero rezagos, contra H_1 : p número de rezagos. Se desearía que no se rechace la hipótesis nula.

Para mayor veracidad de la prueba se la realiza para diferentes hipótesis. A continuación se presenta los resultados del test de la manera descrita anteriormente en el siguiente cuadro.

METODO DE MAXIMA VEROSIMILITUD DE LOS RESIDUOS

VAR 6								
Ho	H1	P ₀	P ₁	Ln(P ₀)	Ln(P ₁)	T	LR	Estad.
0	1	8,87E-08	8,79E-08	-16,2383	-16,2466	252	2,09287	2,821
0	2	8,96E-08	8,72E-08	-16,2277	-16,2547	251	6,76616	2,552
0	3	9,05E-08	8,70E-08	-16,2174	-16,2572	250	9,96393	2,473
0	4	9,14E-08	8,64E-08	-16,2075	-16,2642	249	14,1122	2,326
0	5	9,18E-08	8,08E-08	-16,2041	-16,3309	248	31,4505	2,328
0	6	9,27E-08	7,84E-08	-16,1937	-16,361	247	41,3142	2,356

Donde,

P₀: es el determinante de la matriz de (Var-Cov) de los residuos agrupados.

P₁: es el determinante de la matriz de (var-Cov) del VAR de residuos.

Ln (P₀): logaritmo natural de P₀.

Ln (P₁): logaritmo natural de P₁.

T: el número de observaciones.

Por consiguiente, podemos concluir que el número de rezagos óptimo del VAR para el análisis de la incidencia del IVA en los Indices de Precios al Consumidor es de 6; debido a que en la tabla anterior se puede apreciar que para ningún caso se rechaza la hipótesis nula.

- **Indice de Precios al Productor.**

Para realizar esta tarea se cuenta con el test de máxima verosimilitud y aquellos derivados de distintos criterios de información como los tests de Schwarz y Akaike.

CRITERIO AKAIKE y SCHWARZ

Rezagos	Akaike	Schwarz
1	-3,095163	-2,472282
2	-2,911289	-1,976968
3	-3,369708	-2,123947
4	-3,367083	-1,809881
5	-3,278113	-1,409471

El criterio de Akaike indica que el número de rezagos óptimos es 3, en tanto que el criterio de Schwarz manifiesta que solamente debería tener un rezago. Ante ésta diferencia encontrada entre los criterios de selección, se optó por tomar 3 rezagos habida cuenta que el criterio de Schwarz es muy similar al de Akaike con la esencial diferencia de que penaliza adicionalmente la incorporación de rezagos, tendiendo por lo general a sesgar la elección hacia modelos muy restrictos.

Nuevamente se debe realizar un análisis de los residuos para estar seguros que el número de rezago encontrado es el óptimo. A continuación se presentan los resultados de este análisis.

METODO DE MAXIMA VEROSIMILITUD DE LOS RESIDUOS

CASO: INDICE DE PRECIOS AL PRODUCTOR.

VAR 3								
Ho	H1	P ₀	P ₁	Ln(P ₀)	Ln(P ₁)	T	LR	Estad.
0	1	2,26E-06	1,96E-06	-12,9980	-13,1409	62	8,86032	2,821
0	2	2,19E-06	2,01E-06	-13,0330	-13,1178	61	5,17800	2,552
0	3	2,25E-06	1,88E-06	-13,0040	-13,1842	60	10,81594	2,473

Al formar el VAR de los residuos y aplicar el método de Máxima Verosimilitud, se indica que efectivamente que el número de rezagos óptimos es 3. Este análisis se lo realizó para diferentes hipótesis, durante ésta prueba.

ANEXO 2.- Resultados de las Regresiones.

En éste anexo se presentarán los resultados de las regresiones de la incidencia del IVA en los índices de precios al consumidor y al productor. Es necesario recordar que las series están expresadas en logaritmos excepto la tasa del IVA, por lo que se estaría analizando modelos semi – logarítmicos²³.

Recordemos las ecuaciones de regresiones apropiadas que explican de mejor manera los modelos:

- *Análisis 1. Índice de Precios al Consumidor.*

$$\text{Log } ipc = \alpha + \beta_1 \text{ IVA} + \beta_2 \text{ Log } m1 + \beta_3 Q$$

donde;

Log ipc : Es el logaritmo natural del índice de Precios al consumidor.

IVA: Es la tasa del Impuesto al Valor Agregado.

Log m1 : El logaritmo natural del agregado monetario circulante.

²³ Véase Euro-American Association of Economic Development Studies Working Paper Series Economic Development.

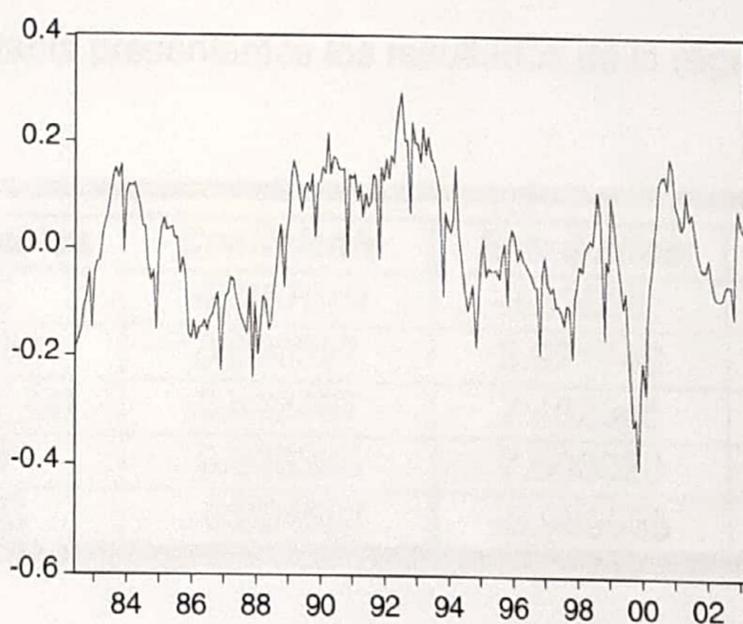
Variables	Coficiente	Estadístico	P - Valor
C	-11.22499	-167.8700	0.0000
IVA1	0.029131	4.308832	0.0000
LOG_M1	1.050587	150.8411	0.0000
Q	-0.752032	-25.79484	0.0000

Por lo tanto la ecuación de regresión que expresada de la siguiente manera:

$$\text{Log_ipc} = -11.22499 + 0.029131 \text{ IVA1} + 1.05087 \text{ Log_m1} - 0.75203 \text{ Q}$$

La potencia de explicación del modelo es del 99.69%. Este valor indica que la Tasa del IVA, el logaritmo M1 y la variable cualitativa Q explican en un porcentaje alto al logaritmo del índice de Precios al Consumidor.

RESIDUOS DE LA REGRESIÓN



En lo relacionado a los residuos de la regresión, el análisis estadístico manifiesta que, éstos poseen una media de cero y una varianza pequeña de 0.1184.

- *Análisis 2. Índice de Precios al Productor.*

$$\text{Log } i_{pp} = \alpha + \beta_1 \text{ IVA} + \beta_2 \text{ Log } m1 + \beta_3 T + \beta_4 TQ$$

donde,

Log lpp : Es el logaritmo natural del índice de Precios al Productor.

IVA: Es la tasa del Impuesto al Valor Agregado.

Log m1 : El logaritmo natural del agregado monetario circulante.

T: Es una tendencia que empieza desde 1998:01.

TQ: Es una variable cualitativa que recoge la suma de las tendencias.

En la siguiente tabla presentamos los resultados de la regresión.

<i>Variables</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estadístico</i>	<i>P - Valor</i>
C	-3.057619	-3.592261	0.0007
IVA1	0.090897	3.921749	0.0002
LOG_M1	0.472467	7.482945	0.0000
T	0.033325	7.500020	0.0000
TQ	-0.034561	-8.989535	0.0000

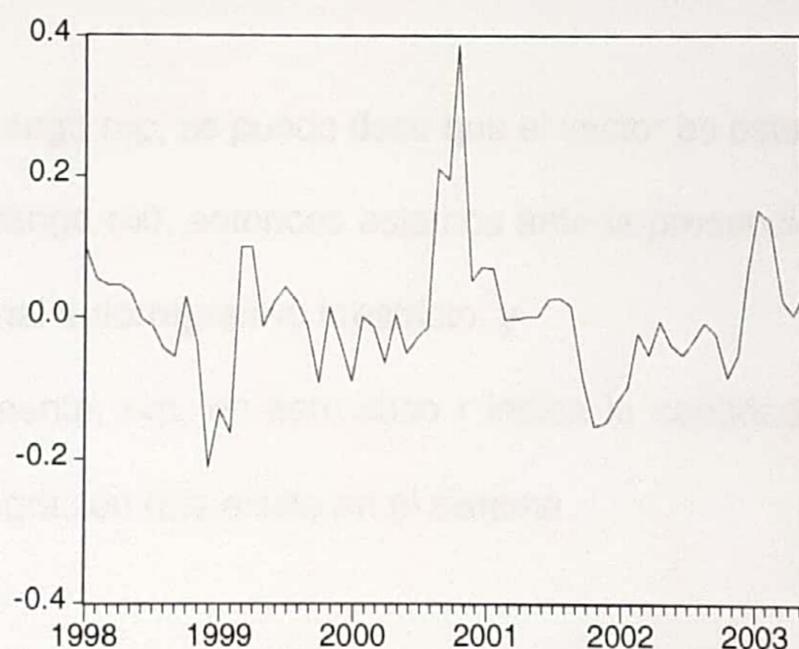
Basándose en la tabla se puede concluir que existe suficiente evidencia estadística para decir que las variables puestas en la regresión son significativas y que ayudan a explicar de mejor manera al modelo. Por lo tanto la ecuación, quedaría de la siguiente forma:

$$\text{Log } ipp = -3.057619 + 0.09089 \text{ IVA} + 0.47246 \text{ Log_m1} + 0.03325 \text{ T} - 0.03456 \text{ TQ}$$

<i>p</i> -value	(0.0007)	(0.0002)	(0.0000)	(0.000)	(0.000)
R^2	0.9893627	$F : 916.1612$		$DW : 0.827002$	

El grado de explicación de la regresión es del 98.93%, por lo que el índice de precios al productor es explicado de buena manera por la tasa del IVA, el agregado monetario M1.

RESIDUOS DE LA REGRESIÓN



Estos residuos de la regresión, poseen una distribución normal con media cero y una varianza que se localiza alrededor de 0.092246.

ANEXO 3.- Cointegración entre las series.

Realizadas las pruebas de Philips Perron (presentadas en el Capítulo N°3) para cada una de las variables, se determinó que el orden de integración de las series utilizadas en el modelo son I (1). A continuación para cada variable dependiente se realizó una análisis independiente, debido a que las series no tienen el mismo tamaño de muestra.

Se realizaron varias ecuaciones de regresiones, las cuales presentaron errores distribuidos normalmente según el nivel de significancia de Engle y Granger (1987). Según el criterio de Johansen, el propósito de este test es especificar y estimar el número de vectores de cointegración (r) existentes en un conjunto de variables (p) con $r < p$, pudiéndose presentar tres casos:

- a) Si el rango $r=p$, se puede decir que el vector es estacionario.
- b) Si el rango $r=0$, entonces estamos ante la presencia de un proceso vectorial autorregresivo irrestricto. y
- c) Finalmente, $r < p$, en este caso r indica la cantidad de vectores de cointegración que existe en el sistema.

De esta forma el número de vectores de cointegración se corresponde con el número de relaciones funcionales independientes existentes entre las variables.

Johansen nos indica que la mejor ecuación cointegradora es la que se propone en ésta investigación y que en el Anexo 2 se la detalla.

Eig en valor	Razón de verosimilitud	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 1%	Número de vectores de cointegración
0.127159	4.151.018	29.68	35.65	Ninguno**
0.023875	7.373.643	15.41	20.04	A lo más 1
0.005199	1.308.236	3.76	6.65	A lo más 2

ANEXO 4.- Pruebas del Modelo Corrección de Errores.

De acuerdo al teorema de la representación de Engle y Granger (1987), las series cointegradas tiene un MCE (Mecanismo de corrección de errores o relación de corto plazo) y, a la inversa, los MCE's genera series cointegradas. La estimación del MCE constituye otra etapa del procedimiento de Engle y Granger y consiste en reemplazar los residuos de la regresión cointegrante en el MCE en el lugar del término en niveles, esto se implementa regresionando en diferencias a las variables de ecuación de largo plazo, incluyendo el residuo rezagado un período de la misma (se recomienda considerar rezagos a las diferencias de las series).

A continuación se presentan los valores del análisis del Modelo Corrección de Errores, en el análisis del índice de Precios al Consumidor y luego con el Productor.

INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR.

Variable	Coeficiente	T - Estadístico	[Prob.]
D(Q)	0.081344	5.128	0.0000
D(LOG_IPC(-1))	0.437503	8.399	0.0000
D(LOG_IPC(-5))	0.158218	3.199	0.0016
D(LOG_IPC(-9))	0.086335	1.673	0.0956
D(LOG_IPC(-11))	0.090986	1.659	0.0984
D(LOG_IPC(-13))	0.096262	1.798	0.0735
D(LOG_IPC(-24))	0.099196	2.240	0.0260
MCE(-1)	-0.040560	-4.539	0.0000

R - Cuadrado 0.469051 F: 28.3956
R - Cuadrado Ajustado 0.452532 DW: 1.9850

INDICE DE PRECIOS AL PRODUCTOR

Variable	Coefficiente	T - Estadístico	[Prob.]
D(IVA1)	0.041991	2.028	0.0480
D(LOG_M1)	0.176397	1.808	0.0767
D(T)	0.042656	1.916	0.0612
D(TQ)	-0.04557	-1.895	0.0639
D(LOG_IPP(-10))	0.328223	2.943	0.0050
MCE (-1)	-0.437488	-4.453	0.0000

R - Cuadrado 0.490533 F: 9.4357
R - Cuadrado Ajustado 0.438547 DW: 2.1019

Finalmente se debe de probar si la serie residual del modelo de corrección de errores es ruido blanco.

Una herramienta sencilla aunque poco potente, y que no requiere la aplicación de ningún contraste para determinar la presencia de ruido blanco en las series, es el de observar el correlograma de los residuos, es decir, la representación gráfica de su función de autocorrelación total²⁴.

Apoyándonos en la característica del correlograma y observando los valores p de la prueba de Ljung – Box, se aprecia que todos los valores de p son mayores de 0.01, por lo que se concluye que existe suficiente

²⁴ Trabajos presentados por Hoskin (1989), Diebold y Rudebusch y Lo (1991).

evidencia estadística para decir que “ los residuos no presentan autocorrelación.”

Correlograma 1: Residuos del modelo corrección de Errores (IPC)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.006	0.006	0.0091	0.924
		2	-0.056	-0.056	0.7532	0.686
		3	0.121	0.122	4.2123	0.239
		4	0.086	0.082	5.9679	0.202
		5	0.046	0.060	6.4858	0.262
		6	0.090	0.087	8.4304	0.208
		7	0.100	0.090	10.864	0.145
		8	0.054	0.049	11.584	0.171
		9	0.111	0.100	14.578	0.103
		10	-0.012	-0.042	14.615	0.147
		11	-0.003	-0.025	14.617	0.201
		12	0.118	0.069	18.043	0.114
		13	0.129	0.105	22.206	0.052
		14	0.008	0.005	22.222	0.074
		15	0.002	-0.023	22.224	0.102
		16	-0.045	-0.105	22.736	0.121
		17	0.008	-0.028	22.752	0.157
		18	0.034	-0.006	23.053	0.189
		19	0.037	0.025	23.400	0.220
		20	0.014	-0.001	23.449	0.267
		21	0.010	-0.011	23.477	0.319
		22	0.094	0.089	25.765	0.262
		23	-0.017	0.006	25.844	0.308
		24	0.088	0.111	27.881	0.265
		25	-0.150	-0.199	33.787	0.113
		26	0.101	0.085	36.483	0.083
		27	-0.002	-0.071	36.485	0.105
		28	-0.070	-0.027	37.792	0.102
		29	-0.030	-0.044	38.028	0.122
		30	0.028	0.011	38.241	0.144
		31	-0.006	-0.028	38.253	0.173
		32	-0.078	-0.061	39.928	0.158
		33	-0.032	-0.051	40.206	0.181
		34	-0.049	-0.039	40.877	0.194
		35	-0.016	-0.033	40.950	0.226
		36	0.086	0.117	42.989	0.197

Correlograma 2: Residuos del modelo corrección de Errores (IPP)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.090	-0.090	0.4752	0.491
		2	-0.168	-0.178	2.1450	0.342
		3	-0.088	-0.127	2.6129	0.455
		4	0.098	0.045	3.2006	0.525
		5	-0.023	-0.046	3.2342	0.664
		6	-0.103	-0.102	3.9089	0.689
		7	-0.008	-0.030	3.9128	0.790
		8	0.173	0.131	5.8998	0.658
		9	-0.018	-0.005	5.9226	0.748
		10	-0.125	-0.076	7.0081	0.725
		11	0.151	0.167	8.6287	0.656
		12	0.042	0.021	8.7561	0.724
		13	-0.232	-0.218	12.779	0.465
		14	-0.078	-0.053	13.238	0.508
		15	-0.060	-0.169	13.523	0.562
		16	0.093	-0.054	14.214	0.583
		17	-0.109	-0.134	15.201	0.581
		18	0.036	0.027	15.311	0.641
		19	0.222	0.173	19.609	0.418
		20	0.037	0.044	19.730	0.475
		21	-0.364	-0.257	31.973	0.059
		22	0.048	0.042	32.193	0.074
		23	0.020	-0.112	32.232	0.095
		24	-0.026	-0.103	32.299	0.120

Por lo que se puede concluir que en las dos análisis, tanto para el IPC como para el IPP, sus residuos de las regresiones no se encuentran correlacionados. Y como ya se dijo en el apartado teórico, la no presencia de autocorrelación en los residuos hace que el modelo corrección de errores se encuentre bien especificado.

BIBLIOGRAFÍA

BANCO CENTRAL DEL ECUADOR

Información Estadística Mensual.

<<http://www.bce.fin.ec>

BANCO CENTRAL DEL ECUADOR

Cuentas Nacionales del Ecuador.

Memoria Anual. Años 1980 – 2003

Guerrero Víctor M. (1987). “ Vectores Autorregresivos como herramienta del Análisis Econométrico”.

Engle, R. Y W. Granger, 1987. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometric*.

Euro-American Association of Economic Development Studies Working Paper Series Economic Development. N° 61

GREENE W. (1998), "Análisis Econométrico", Tercera Edición, Editorial Pearson.

HAMILTON J. (1994), "Time Series Analysis", Princeton University Press.

JOHANSEN, S.(1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control. VOL. 112.

JOHNSTON J., DINARDO J. (1997), "Econometric Methods", Editorial Mc.

MADDALA G. (1996), "Introducción a la Econometría", Segunda Edición, Editorial Pearson.

María Lorena Lobaiza.(2002). "Presión Tributaria al Valor Agregado Bajo Distintos Indicadores de Bienestar". La Plata, Argentina.

NOVALES A. (1993), "Econometría", Segunda Edición, Editorial Mc. Graw Hill.

PENA, J.B.(1999). Cien Ejercicios de Econometría. Ediciones Pirámide, Madrid.