

ESCUELA POLITÉCNICA NACIONAL

FACULTAD DE CIENCIAS

**PRONÓSTICO DE LA INFLACIÓN ECUATORIANA MEDIANTE VECTORES
AUTORREGRESIVOS ESTRUCTURALES**

**PROYECTO DE TITULACIÓN PREVIO A LA OBTENCIÓN DEL TÍTULO DE
INGENIERA EN CIENCIAS ECONÓMICAS Y FINANCIERAS**

ALEXANDRA ROCÍO PASTAZA GUTIÉRREZ

arpg24@gmail.com

DIRECTOR: ING. DIEGO ROLANDO MALDONADO GUERRERO, M.Sc.

diego.maldonado6@gmail.com

CODIRECTOR: MAT. NELSON ALEJANDRO ARAUJO GRIJALVA

alejandro.araujo@epn.edu.ec

Quito, Febrero 2012

DECLARACIÓN

Yo, Alexandra Rocío Pastaza Gutiérrez, declaro bajo juramento que el trabajo aquí descrito es de mi autoría, que no ha sido previamente presentada para ningún grado o calificación profesional y que he consultado las referencias bibliográficas que se incluyen en este documento.

A través de la presente declaración, cedo los derechos de propiedad intelectual correspondientes a este trabajo a la Escuela Politécnica Nacional, según lo establecido por la Ley de Propiedad Intelectual, por su Reglamento y por la normatividad institucional vigente.

**ALEXANDRA ROCÍO
PASTAZA GUTIÉRREZ**

CERTIFICACIÓN

Certifico que el presente trabajo fue desarrollado por la señorita Alexandra Rocío Pastaza bajo mi supervisión.

Ing. Diego Maldonado, M.Sc.
DIRECTOR DEL PROYECTO

Mat. Alejandro Araujo
CODIRECTOR DEL PROYECTO

AGRADECIMIENTOS

Agradezco a todos quienes han colaborado, ya sea directa o indirectamente en la elaboración de la tesis en especial al ingeniero Diego Maldonado, que ha sido para mí un gran guía y amigo, por lo que lo siento como un modelo en el sentido profesional y humano.

A mis padres Aída y Oswaldo a quienes yo debo haber perseverado en el sueño de dedicar mi vida a la Economía, esta tesis es suya. A mi familia en general les agradezco todo su apoyo, confianza y su valiosa ayuda prestada en estos últimos meses.

Mi más sincero agradecimiento al economista Julio Zambrano, por todos sus comentarios, por contestar a muchas dudas y por ofrecerme su apoyo en todo momento.

Al sociólogo Pablo Samaniego, le agradezco de todo corazón las lecturas y comentarios, tanto teóricos como literarios, de una parte de esta tesis, sus correcciones y su infinita paciencia. Además, su compañía incondicional y su amistad.

Al ingeniero Santiago López, quien ha sido una importante fuente de información, referencia y revisión. Le agradezco toda la bibliografía que me ha enviado. Y sobre todo, su amistad.

Gracias también a todos aquellos compañeros de la Escuela Politécnica y colegas de otras universidades que me han ayudado, aconsejado y apoyado en algún momento del transcurrir de esta tesis, especialmente al ingeniero Paúl Carrillo.

A mis profesores, que compartieron conmigo sus conocimientos y su amor por la carrera, sobre todo al matemático Alejandro Araujo.

Gracias

DEDICATORIA

El esfuerzo y la dedicación que he puesto en este proyecto de tesis va con mucho cariño a Dios, mis padres y a mis amigos. A Dios porque ha estado conmigo en cada paso que doy, cuidándome y dándome fortaleza para continuar.

A mis padres, quienes a lo largo de mi vida han velado por mi bienestar y educación siendo mi apoyo en todo momento, depositando su entera confianza en cada reto que se me presentaba sin dudar ni un solo momento en mi inteligencia y capacidad; es por ellos que soy lo que soy ahora. Los amo con mi vida.

A mis más queridos amigos, pues su consejo ha sido parte de este esfuerzo.

Alexandra

RESUMEN

Este estudio presenta una nueva medida de inflación subyacente para el Ecuador, la misma que es el componente de la inflación tradicional que no impacta la producción real en el largo plazo, siendo congruente con el planteamiento de la curva de Phillips vertical. Este indicador es calculado mediante la herramienta multivariante de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVARs), los mismos que se basan en restricciones dinámicas de largo plazo. Además, se trata de predecir la inflación a partir de un modelo del tipo nekeynesiano para confrontar ambas medidas de política económica.

PALABRAS CLAVE: Inflación, Curva de Phillips vertical y VAR estructural (SVARs).

ABSTRACT

This thesis project presents a new measure of core inflation for Ecuador, which is the component of the traditional inflation that does not have impact on the real output in the long run, being coherent with the approach of the vertical Phillips curve. This indicator is calculated using the multivariate tool of Structural Vectors Autoregressive (SVARs), which are based on dynamic restrictions of long run. In addition, inflation is predicted from a keynesian-type model to confront both measures of economic policy.

KEYWORDS: Inflation, vertical Phillips curve and Structural Vectors Autoregressive (SVARs).

ÍNDICE GENERAL

1. Generalidades	1
1.1. Introducción	1
1.2. Métodos de estimación	5
1.3. Revisión de la literatura	11
1.4. Descripción de las fuentes de información	14
2. Fundamentos teóricos	16
2.1. Consideraciones generales	16
2.2. La curva de Phillips y sus desarrollos	17
2.2.1. La curva de Phillips neokeynesiana	22
2.3. La curva IS	23
2.4. La regla de política o regla de Taylor	26
2.5. Modelos neokeynesiano básico: Economía cerrada	28
2.5.1. Interpretación de las ecuaciones	29
2.6. Análisis de largo plazo con el modelo de oferta y demanda agregada	31
3. Modelo econométrico	33
3.1. Introducción	33
3.2. Definiciones	34
3.2.1. Ejemplo introductorio	35
3.2.2. Formulación general	35

3.2.3. Representación canónica y proceso de las innovaciones . . .	38
3.2.4. Función de autocovarianza y función de autocorrelación . . .	39
3.2.5. Estimación de los parámetros de un VAR	41
3.2.6. Validación: Tests de especificación, criterios de información	46
3.2.7. Previsión de los procesos VAR	46
3.2.8. Representación de un proceso VAR	47
3.3. Herramientas de los VAR	48
3.3.1. Causalidad de Granger	48
3.3.2. Función de impulso-respuesta	51
3.3.3. Descomposición de la varianza del error de pronóstico . . .	52
3.4. VAR estructural	52
3.4.1. Ortogonalización de los choques	54
3.4.2. Métodos de identificación de los choques	56
3.4.3. Descomposición de Blanchard y Quah	61
3.4.4. Intervalo de confianza de las funciones impulso-respuesta	65
3.5. VAR estructural y el modelo neokeynesiano en economía cerrada	67
3.6. Pasos para la estimación de un modelo SVAR	69
4. Aplicación al caso ecuatoriano	72
4.1. Inflación de fondo	72
4.2. Hechos estilizados	75
4.2.1. Características de la inflación	79
4.3. Modelos de inflación	81
4.3.1. SVAR con restricciones de corto plazo	81
4.3.2. SVAR con restricciones de largo plazo	91
4.4. Evaluación comparativa	100
4.4.1. Inflación y hechos estilizados	104

5. Conclusiones y recomendaciones	105
5.1. Conclusiones	105
5.2. Recomendaciones	106
Anexos	108
A. Pruebas de raíz unitaria	109
B. Pruebas de cointegración	112
C. Quiebres estructurales	114
D. Inflación de fondo	118
E. Datos	122
F. Gráficos y tablas	128
G. Procedimiento	136

ÍNDICE DE FIGURAS

2.1. Curva de Phillips	17
2.2. Curva de Phillips de largo plazo	20
2.3. Curva IS	24
2.4. Perturbación positiva de demanda en el modelo AS-AD	31
2.5. Perturbación positiva de oferta en el modelo AS-AD	32
3.1. Estrategia de selección del modelo	71
4.1. Comparativo de la inflación general y subyacente	73
4.2. Incidencia de las divisiones del IPC en la inflación anual	74
4.3. Ciclo Económico	76
4.4. Identificación de comovimientos por correlación cruzada $Corr(X_{t+k})$, variable objetivo	78
4.5. Ciclos asimétricos	79
4.6. Filtro Baxter King (Enero 2004 - Diciembre 2009)	80
4.7. Variables endógenas (primer modelo)	82
4.8. Perturbación de oferta (primer modelo)	86
4.9. Perturbación de demanda (primer modelo)	87
4.10. Perturbación monetaria (primer modelo)	88
4.11. Descomposición de varianza (primer modelo)	90
4.12. Variables endógenas (segundo modelo)	92
4.13. Perturbación de oferta (Segundo modelo)	95

4.14. Perturbación monetaria (segundo modelo)	96
4.15. Perturbación de demanda (segundo modelo)	97
4.16. Descomposición de varianza (segundo modelo)	99
4.17. Inflación subyacente (SVAR) y la inflación de fondo	101
4.18. Inflación general e inflación subyacente	102
4.19. Evolución de la tasa de ocupación global (junio 2007 - junio 2011)	103
F.1. Variables estacionarias (primer modelo)	129
F.2. Residuos normales e independientes (primer modelo)	130
F.3. Predicción de las variables (primer modelo)	131
F.4. Variables estacionarias en primeras diferencias (segundo modelo)	132
F.5. Residuos normales e independientes (segundo modelo)	134
F.6. Predicción de las variables (segundo modelo)	135

ÍNDICE DE TABLAS

1.1. Esquema de los enfoques para la medición de la inflación subyacente	6
4.1. Comportamiento cíclico de las variables económicas y su coincidencia en el tiempo con la inflación	80
4.2. Prueba ADF (primer modelo)	83
4.3. Rango de cointegración (primer modelo)	83
4.4. Criterios de información en diferencia (primer modelo)	83
4.5. Matriz A estimada del modelo SVAR	84
4.6. Prueba ADF (segundo modelo)	91
4.7. Rango de cointegración (segundo modelo)	91
4.8. Criterios de información en diferencia (segundo modelo)	91
4.9. SVAR B&Q: Coeficientes estimados	93
4.10. Matriz de impacto de largo plazo	93
4.11. Comparación del número de artículos de la canasta básica familiar 1994-1995, con la canasta de artículos 2004	101
D.1. Artículos de la Inflación de fondo	118
E.1. Modelo de Tasa de interés con 38 observaciones	123
E.2. Pruebas de diagnóstico del modelo de tasa de interés	123
E.3. Datos empleados	124
E.4. Indicadores para la construcción del IDEAC	126

E.5. Ciclos	126
E.6. Estadísticos descriptivos de los ciclos	127
F.1. Coeficientes del VAR(2) estimado (primer modelo)	128
F.2. Valores propios (Prueba de estabilidad del primer modelo)	128
F.3. Pruebas de diagnóstico del VAR(2) (primer modelo)	128
F.4. Coeficientes del VAR(2) estimado (segundo modelo)	133
F.5. Valores propios (Prueba de estabilidad del segundo modelo)	133
F.6. Pruebas de diagnóstico del VAR(2) (segundo modelo)	133

CAPÍTULO 1

GENERALIDADES

1.1. INTRODUCCIÓN

Para las autoridades de política económica es importante monitorear la tendencia de las principales variables macroeconómicas, puesto que son indicadores de la actividad económica, los mismos que ponen en manifiesto cómo se comportan los factores esenciales que inciden en los resultados económicos de corto y largo plazo. En este sentido, es necesario identificar patrones de comportamiento en dichas variables que puedan servir como señales de alerta y permitan verificar su compatibilidad con la norma de estabilidad; de esta manera, dichos patrones proporcionarían información adecuada para la toma de decisiones de política para la intervención oportuna.

Como es de conocimiento general, la estabilidad de precios es deseable para todas las economías, convirtiéndose en un objetivo en el cual muchos países del mundo concentran sus esfuerzos para alcanzarla, puesto que ayuda a mejorar el bienestar de la población y propicia el crecimiento económico. A pesar de que Ecuador no tiene como objetivo explícito el monitoreo de la inflación, como consecuencia de la dolarización, es necesario conocer si la economía se acerca a la estabilidad de precios en el largo plazo debido a la importancia que tiene el preservar el valor del dinero a lo largo del tiempo. Sin embargo, la medida em-

pleada actualmente obtenida a partir del IPC¹ recoge las variaciones de precios que no tienen origen en factores económicos, es decir, puede estar afectada por perturbaciones estacionales y de precios administrados. Ejemplos de ello son la estacionalidad de los cultivos, la ausencia de lluvias, el corte de una vía principal, la modificación de un precio subsidiado o de uno controlado, etc. Esto podría conducir a una posible lectura inadecuada de las tendencias subyacentes de los precios, lo que podría generar serias implicaciones en la toma de decisiones de política económica.

Efectivamente, el IPC está diseñado para valorar el costo de ciertos bienes y servicios, por lo que no concuerda totalmente con la definición de inflación como un crecimiento sostenido en el nivel general de precios. Esto se debe a que teóricamente, la inflación es la pérdida sostenida de poder adquisitivo del dinero; en consecuencia los incrementos temporales del IPC no deberían considerarse, pues sólo los incrementos persistentes satisfacen el requerimiento teórico. Como el IPC se calcula a través de una elección de bienes con diferentes ponderaciones, cualquier alteración podría cambiar el precio de un componente específico, el mismo que impactaría al índice general a pesar de no responder a fenómenos inflacionarios. Se plantea entonces el concepto conocido como inflación subyacente o core inflation (en literatura anglosajona) a partir de este problema dado. En la actualidad no existe un consenso sobre la definición de inflación subyacente, pero ésta indica la tendencia en el comportamiento persistente de los precios y determina la evolución de los mismos a mediano plazo.

La inflación subyacente es un indicador complementario del movimiento general en los precios de bienes y servicios, de modo que forma parte de amplios indicadores inflacionistas en la economía por lo que, incluso países sin política monetaria, se interesan en la evolución de dicha variable, como es el caso de Rumanía, en donde Dospinescu [21] (2008), estiman la inflación subyacente uti-

¹El Índice de Precios al Consumidor es un indicador económico que mide la evolución del nivel general de precios correspondiente al conjunto de 299 artículos (bienes y servicios) de consumo, adquiridos por los hogares del área urbana del país. Este indicador se construye a través de la información recogida en ocho ciudades: Quito, Guayaquil, Manta, Machala, Loja, Esmeraldas, Ambato y Cuenca, cuyo año base es diciembre 2004.

lizando diferentes métodos para su cálculo. En el Ecuador, Cabezas [11] (1997) estimó la inflación subyacente² hasta antes de la adopción de la dolarización, utilizando un análisis de corte transversal.

Ecuador al abandonar su moneda perdió la mayoría de instrumentos de política monetaria para la conveniente intervención; sin embargo, en una economía dolarizada, la estimación de la inflación subyacente se vuelve más importante que antes, pues al ignorar los cambios en la oferta monetaria, al menos se puede conocer sus efectos; es decir, podemos saber si el mercado monetario, cuyo principal componente (las especies monetarias en circulación) es desconocido, se está expandiendo más allá del crecimiento de la producción o se está contrayendo más de lo adecuado. En los países con moneda propia, la inflación subyacente mide la incidencia de la política monetaria sobre los precios, convirtiéndose en una medida de la situación del mercado monetario.

A nivel mundial, se han calculado algunas medidas de inflación subyacente para obtener un índice más informativo para las autoridades de política económica. Sin embargo, no se cuenta con una sola metodología para su estimación, manteniéndose así latente la interrogante sobre cuál de ellas es la mejor. En la elección del modelo, para el caso ecuatoriano, es necesario tomar en cuenta un número de atributos deseables para dicho indicador, tales como: la descripción y resumen de datos macroeconómicos, la facilidad de diseño, la capacidad de rastrear la tendencia subyacente en la serie objetivo y más aún debe ser capaz de pronosticarla a largo plazo y a partir de ello poder sugerir caminos para los que toman decisiones en materia de política económica.

Para determinar la metodología más apropiada para el cálculo de la inflación subyacente en concordancia con las características antes descritas, se realizó una revisión de documentos internacionales sobre los modelos desarrollados de inflación subyacente (core inflation), dando como resultado que los estudios más importantes se han realizado en España, Colombia, Chile, Perú y la Zona Euro.

²En este estudio se utilizó el método de la canasta para el cálculo de la inflación subyacente, todos los bienes y servicios cuyos precios son controlados: agua potable, energía eléctrica, servicio telefónico, taxi urbano, autobús urbano, autobús interprovincial y gas de uso doméstico.

Mantilla [50] (2008) menciona que los métodos utilizados hasta la actualidad para calcular la inflación subyacente pueden ser clasificados en tres categorías:

1. *Métodos de corte seccional* que responderán al impacto de los precios individuales que componen el índice. Entre los ejemplos con mayor relevancia dentro de esta metodología se tiene al del índice de precios sin comestibles ni energía (ver Bryan y Cecchetti [8] (1994) y Bryan, Cecchetti y Wiggins [10] (1997)). En donde los autores proponen el uso de la mediana ponderada³ y la media ponderada recortada de la información del IPC, en lugar de la media ponderada del cálculo tradicional de la inflación; de esta manera, se reduce el peso de los valores extremos y se obtiene una señal más clara del cambio en el nivel de precios.
2. *Métodos de panel* que combinan la información de corte seccional y la dimensión temporal de los cambios de precios individuales. El trabajo de Stock y Watson [65] (1991) es uno de los más sobresalientes dentro de esta metodología, en donde la inflación subyacente se mide como el elemento común de los cambios de precios individuales. El análisis de la inflación subyacente no sólo puede basarse en un análisis estadístico, como tal; una forma de explorar, sin duda alguna, será con métodos económicos, que tratan de extraer la tendencia de la inflación a partir de una elaboración de modelos macroeconómicos, por lo que se tienen:
3. *Métodos multivariantes* que toman en cuenta información adicional en términos de contemplar otras variables macroeconómicas. Dentro de esta aproximación la más conocida supone el uso de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) sugerido por Quah y Vahey [66] (1995), de modo que se introduce una serie de restricciones derivadas de la teoría económica. Esta fundamentación en los principios teórico-económicos hace que esta medida sea cualitativamente distinta a las anteriores. Adicionalmente la medición de la inflación subyacente desde esta perspectiva puede ayudar

³La mediana ponderada es equivalente a la variación de precios del ítem que sigue después de eliminar los ítems de mayor variación que acumulan el 50 % de las ponderaciones de gastos de los consumidores en el IPC. (Caicedo y otros [9], 1999)

a identificar el tipo de choques o perturbaciones que afectan al IPC.

Todas estas técnicas son empleadas por los bancos centrales para su estimación; sin embargo, solo con la herramienta multivariante es posible determinar los componentes subyacentes considerando los efectos de corto y largo plazo de la inflación sobre el producto real; de esta manera, se elige el modelo de vectores autorregresivos estructurales para el presente estudio, puesto que recoge todas las características de un buen indicador de inflación subyacente, además de que permite proyectar el desempeño de las estructuras históricas en el futuro de la inflación. Para efectos de este trabajo de investigación, es necesario el uso de los modelos VAR porque las estimaciones permiten realizar los análisis de respuesta al impulso y descomposición de varianza.

Otro de los aspectos relevantes a ser tomado en cuenta para construir el modelo para pronosticar la inflación latente o subyacente es la adecuada especificación de las variables endógenas; así, los estudios a nivel internacional consideran las siguientes: el índice de precios al consumidor (IPC), producto interno bruto real (PIB), índice del volumen de producción industrial, índice de actividad económica, emisión monetaria, tipo de cambio y la tasa de interés. Lo anterior da la directriz para seleccionar la información relevante que permita pronosticar la inflación subyacente en el Ecuador, a partir de la realidad macroeconómica de dolarización y de la información disponible para el presente estudio.

1.2. MÉTODOS DE ESTIMACIÓN

La medición de la inflación subyacente se hizo muy habitual desde su aparición en el trabajo de Otto Eckstein [22] (1981), por sus características intrínsecas. Como se mencionó anteriormente no hay una sola forma para estimarla, por lo que es necesario revisar la literatura propuesta por otros autores para la construcción y especificación del modelo de inflación subyacente en el Ecuador.

En los modelos estadísticos y econométricos desarrollados para el cálculo de

la inflación subyacente se puede encontrar distintas cualidades de los mismos en cuanto a realismo, capacidad predictiva y/o consistencia teórica interna. En general, muchas modelaciones econométricas han sido introducidas secuencialmente, siguiendo la tendencia internacional, las mismas que han ido mejorando con el tiempo y han sido empleadas por varios bancos centrales del mundo para su estimación. En la tabla 1.1, se observa un esquema resumen de las metodologías de cálculo de inflación subyacente, agrupadas por los datos disponibles para su estimación y según la perspectiva de tiempo que se desee. Dichos enfoques se detallarán más adelante.

Tabla 1.1: Esquema de los enfoques para la medición de la inflación subyacente

		Perspectiva de tiempo	
		Corte seccional	Serie de tiempo
Datos disponibles	Cambios de los precios individuales	Exclusión Estimadores de influencia limitada	Índices de factor dinámico
	Tasa de inflación general		Medias Móviles Series filtradas estadísticamente
	Precios más otras variables		SVAR

Fuente y Elaboración: Wynne [71] (1999)

En los modelos de corte seccional o transversal, los valores corresponden a distintos sujetos para un mismo momento del tiempo, puesto que se caracterizan por ser estáticos. La metodología de los modelos de corte seccional se refiere a la construcción de la inflación subyacente, para cada período, con la información del IPC a través de sus componentes. Entre los principales modelos de este tipo se tiene a los de exclusión y a los indicadores de influencia limitada, en donde se considera únicamente la variación individual de los precios.

1. **Exclusión de componentes:** Es una de las propuestas iniciales y también la más utilizada. Este método consiste en excluir ciertas categorías de precios del índice total que poseen alta volatilidad de corto plazo. Dentro de los precios de los bienes más volátiles generalmente se tiene a los precios de alimentos y energía, los mismos que son los más comúnmente excluidos. Igualmente, es habitual la eliminación del impacto de bienes con

tarifas administradas sobre los precios, puesto que no dependen de las condiciones de demanda. Se destaca por la sencillez y transparencia en el cálculo, además de que no es necesario el empleo de series largas. Por una parte, esta metodología es muy útil pues facilita el cálculo e interpretación de la inflación subyacente al eliminar los mismos bienes y servicios del IPC para todos los períodos, constituyendo una nueva canasta, la misma que es comparable para todos los meses. Por otro lado, la exclusión de componentes presenta una desventaja ya que las perturbaciones transitorias no influyen únicamente en algunos componentes predeterminados, afectando también a productos poco variables, y al descontar sistemáticamente a un mismo grupo de bienes y servicios se puede eliminar información valiosa.

2. **Estimadores de influencia limitada:** Con los estimadores de influencia limitada se remueve en cada período diferentes bienes y servicios en concordancia con el cambio de sus precios relativos; dentro de este tipo de metodologías se tiene a la media truncada y a la mediana ponderada. En la media truncada se descuenta un porcentaje (usualmente 5, 10 o 15%) del índice general, excluyendo los valores más altos y más bajos de la distribución de las variaciones de los precios, de esta forma se logra limitar la influencia de las colas de la distribución. De esta forma se podría tener una señal más clara del cambio en el nivel de precios a través del estadístico. Los estimadores de este tipo no demandan una determinación anticipada de la causa de las perturbaciones que tienen un efecto distorsionante sobre la estimación de la tendencia de la inflación.

La principal ventaja de los estimadores de influencia limitada es su robustez, ya que se excluye componentes siguiendo un criterio estadístico y esto le diferencia del enfoque de exclusión discrecional; pero, la determinación del conjunto de precios excluidos puede variar mes a mes, permitiendo captar cambios en el conjunto de precios menos volátiles en el tiempo.

Sin embargo, estos modelos de estática comparativa presentan una limitación, ya

que se debe ir más allá del análisis de corte transversal y observar su evolución histórica. Además, este tipo de metodologías utilizan información contemporánea de precios y no están expuestas a revisión con la disponibilidad de nuevas observaciones temporales. Las medidas correspondientes a la inflación subyacente tienden a ser bastante rígidas y no dan señales claras de la misma, por lo que se muestra aquí que las medidas que se construyen a través de un enfoque de series de tiempo tienen mejor confiabilidad.

Es necesario que el análisis del desempeño de la economía se base en la utilización de fuentes de información que aporten datos sobre el pasado y el presente de las variables, permitiendo hacer previsiones sobre el futuro de las variables de interés, en base a dichos coeficientes estimados. Esto refleja la importancia de trabajar con series de tiempo, puesto que el descomponerlas proporciona elementos cruciales para el análisis y aplicación de políticas adecuadas. Dentro de la estimación de la inflación subyacente con series de tiempo se tiene:

Análisis factorial dinámico: Este método es muy similar al de regresión múltiple y consiste en la disminución de la dimensionalidad de las series a ser empleadas como variables explicativas en la proyección de una serie macroeconómica desde un número grande a uno más pequeño de indicadores o factores; estos factores son contruidos como combinaciones lineales de las variables originales.

Con el análisis factorial se trata de explicar con pocos factores la mayor proporción de varianza total, capturando así una gran parte de la información sobre la dinámica global de la economía; los factores obtenidos se utilizan luego para realizar proyecciones de las variables macroeconómicas a distintos horizontes. Por lo que la interpretación de los resultados no es tan clara, ya que las diferencias se deben a que los componentes miden diferentes aspectos de la serie.

Estimación con métodos univariantes: Dentro de esta metodología se tiene tanto a las estimaciones con técnicas de suavizamiento (los promedios móviles) como a los métodos de extracción de señales.

El segundo de estos métodos se emplea para descomponer una serie de tiempo

en sus componentes de ciclo, tendencia, movimientos estacionales e irregulares. La inflación subyacente está definida como la trayectoria de avance firme y suave de una serie, una vez que a los datos originales se les han extraído aquellas oscilaciones que dificultan el seguimiento del fenómeno, es decir, se pretende eliminar al máximo la fluctuación de la serie, comprendida por el componente estacional y de ser posible también, parte de la irregularidad que se puede medir, para observar de mejor manera la tendencia.

El principal inconveniente de este procedimiento es el cambio en la tendencia que se genera cuando se tiene nueva información, las diferencias se deben a que los componentes miden diferentes aspectos de la serie. Además de que distintos analistas pueden estimar diferentes medidas dependiendo de los elementos determinísticos considerados o al aplicar distintas técnicas de extracción de señales. Esto puede generar falta de credibilidad de la estimación del indicador, por lo que la interpretación de los resultados podría resultar no muy clara.

Estimación con modelos multivariantes: Las propuestas más recientes están en el uso de modelos del tipo de vectores autorregresivos (VAR), usualmente relacionando la inflación con la producción. Supera a los métodos univariantes en la riqueza que provee en cuanto al análisis económico, debido al marco teórico que se debe establecer (curva de Phillips por ejemplo) en los VAR estructurales, lo que le hace una herramienta poderosa para describir datos. Como mencionan Escobar y Mendieta [25] (2008) en su trabajo, estos modelos representan un tipo de modelo intermedio entre los vectores autorregresivos y los modelos estructurales tradicionales, pues combinan la metodología estadística de los VAR con un número ampliamente aceptado de restricciones derivadas de la teoría.

Los métodos univariantes son herramientas muy útiles para lograr buenas predicciones en el caso de ciertas series temporales, sin embargo, existen otras series para las cuales los métodos multivariados tienen un mejor poder predictivo, ya que tienen la capacidad de recrear un determinado sistema económico en base a las interacciones existentes entre un grupo de variables y no dependen sola-

mente del poder autoexplicativo de las mismas.

Entre las principales ventajas del uso de modelos VAR se tiene a su gran utilidad para realizar pronósticos confiables y a su habilidad de análisis de las características dinámicas del modelo; esto es posible gracias a las funciones de impulso-respuesta, las mismas que permiten observar el efecto en el tiempo que tiene una innovación o choque sobre una variable en particular.

Por lo general, la aplicación de modelos VAR debería seguir los pasos que se exponen a continuación: primero, se emplea el VAR de forma reducida para resumir los comovimientos de las series involucradas; segundo, se usa el VAR de forma reducida para pronosticar las variables y se lo evalúa frente a un modelo alternativo; tercero, los distintos VAR estructurales son usados para estimar el efecto de un movimiento sorpresa en la variable de política. Finalmente, se utiliza el SVAR para el análisis de política. La diferencia básica entre el VAR tradicional y el SVAR es que en este último, tanto, al análisis de impulso-respuesta como a la descomposición de varianza se les puede dar una interpretación de carácter económico.

Modelos de equilibrio general: Este tipo de modelos multisectoriales tratan de representar a una economía de la forma más realista posible. En este sentido, se los puede catalogar como un arma poderosa para la evaluación cuantitativa ex-ante de los efectos que tienen determinadas políticas sobre la misma.

La mayor parte de los modelos de equilibrio general desarrollados son estáticos, es decir, que se avizora su comportamiento en un solo período. Para este caso en particular, se tiene que las simulaciones o experimentos de política se desarrollan mediante estática comparativa. Sin embargo, puede resultar de interés común que las variables endógenas de algunas aplicaciones empíricas posean una senda temporal, para lo cual se ha desarrollado modelos dinámicos o de varios períodos. La elección de un modelo u otro dependerá del requerimiento de política, de las variables a estudiar y del plazo temporal.

Por lo general, se usa esta herramienta para el desarrollo de modelos macroe-

conómicos para la descripción de los mecanismos de transmisión de política monetaria. En la mayor parte de la literatura de modelos de equilibrio general para la estimación de la inflación subyacente, se emplea un modelo macroeconómico pequeño del tipo Neo-Keynesiano con la incorporación de ecuaciones de comportamiento para la Brecha del Producto, la Curva de Phillips, el Tipo de Cambio Real y la Regla para las decisiones de Política Monetaria.

A continuación se presenta la revisión de la literatura internacional con el fin de contar con una mejor comprensión del estudio, la misma que nos permitirá conocer qué tanto se ha estudiado de este tema y qué investigaciones se han realizado al respecto.

1.3. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Después de haber observado las principales metodologías es necesario revisar la experiencia en la región en cuanto a la estimación de inflación subyacente; así por ejemplo para la estimación de la inflación de fondo para el caso ecuatoriano, Cabezas [11] (1997) separó las variaciones mensuales que eran superiores al 6 %, tanto en la cola superior como en la inferior, repetidas al menos cuatro veces en el año para los 200 productos que conformaban la canasta básica del INEC. También prescindió de aquellos que presentaban variaciones bruscas (superiores a 30 %), positivas o negativas, registradas aunque sea una vez por año, pese a que el resto de variaciones mensuales de ese mismo año fuesen inferiores al 6 %. Este método permitió eliminar 57 productos (28,5 %). Con los restantes artículos reponderados 143 (71,5 % del total), se estimó la inflación de fondo.

En el caso chileno, se analiza la distribución de corte transversal de las variaciones de precios en el documento de Lefort [45] (1997), siguiendo la metodología de Bryan y Cecchetti [8] (1994). En este trabajo el autor utiliza un método de mediana ponderada para el cálculo del indicador, reduciendo el peso de los valores extremos y la influencia distorsionante de los choques.

Un trabajo interesante que se ha realizado fuera de la región es el de Gartner y Wehinge [33] (1998), en el cual se estima la tasa de inflación subyacente para algunos países de la zona euro. Se calcula este indicador para Austria, Bélgica, Finlandia, Francia, Alemania, Italia, Países Bajos, Suecia, Inglaterra, usando dos modelos SVAR. En el primer modelo utilizan las variables producción (PIB) y precios (IPC) para identificar los choques de oferta y de demanda con restricciones de largo plazo y en el segundo añaden la tasa de interés nominal de corto plazo (3 meses) para capturar los efectos de perturbaciones monetarias. El período de estimación es desde el primer trimestre de 1971 al cuarto trimestre de 1996. La inflación subyacente está definida como la que está dirigida por choques de demanda y monetarios.

En Colombia se ha estimado la inflación subyacente con un modelo SVAR, que se especifica en el documento de Hamann y Melo [38] (1998), utilizan las variables PIB real e IPC, bajo la hipótesis de neutralidad del dinero en el largo plazo con la metodología de Quah y Vahey [66] (1995). Obteniendo como resultado que los efectos de choques monetarios colombianos sobre la inflación se estabilizan después de dos y tres años. Además, los choques de oferta transitorios no tienen efectos significativos sobre los precios, aunque estos presentan un efecto significativo y persistente sobre el producto de la economía.

En el trabajo de Cancelo [12] (2003), se plantea la medición del crecimiento como un problema de extracción de señales usando el método basado en modelos ARIMA. Se calcula una medida suave de inflación partiendo de las series mensuales del índice de precios industriales de manufacturas (en logaritmos) en quince países desarrollados (Alemania, Austria, Bélgica, Canadá, España, EEUU, Finlandia, Grecia, Holanda, Irlanda, Italia, Japón, Noruega, Reino Unido y Suecia), en el período muestral que va desde enero de 1981 a diciembre de 2000 para todos los países excepto Suecia que comienza en enero de 1982.

Otro aporte importante de Colombia en cuanto a la modelación multidimensional dinámica, es un modelo de vector de corrección de errores de tipo estructural (SVEC) propuesto por Escobar y otros [24] (2005). En este trabajo la inflación

subyacente es interpretada y construida como la estimación de largo plazo de la inflación sujeta a la información contenida en el crecimiento de M3, el nivel del producto, los términos de intercambio y el crecimiento de los salarios nominales y a las propiedades de cointegración de este sistema de información. La persistencia de la inflación se produce a partir de la combinación de las tendencias estocásticas asociadas a la oferta agregada (componente doméstico real), la expansión monetaria (componente doméstico nominal) y los términos de intercambio (componente externo nominal).

En el trabajo de Aguirre y Céspedes [1] (2004) desarrollan un análisis factorial dinámico para el cálculo de la inflación subyacente para la economía chilena, en el cual utilizan 306 series con frecuencia mensual, en el período de marzo de 1986 a marzo de 2004. Consideraron distintos tipos de variables, tales como: de producción, del sector externo, de precios, del mercado laboral, de agregados monetarios, del sector fiscal y del mercado financiero. Las proyecciones de la inflación (IPC) se desarrollan a partir de cuatro tipos de modelos, el primero con factores contemporáneos, un segundo con factores contemporáneos y rezagados, un tercero con factores contemporáneos y rezagos en la inflación y por último se considera un modelo con rezagos tanto en los factores como en la inflación. El número óptimo de rezagos para cada modelo se determinó a través del criterio de información bayesiana.

En el caso peruano se tiene el documento de Bigio y otros [6] (2009), en el que determinan una aproximación a la representación lineal de un modelo de equilibrio general dinámico para una economía pequeña y abierta con dolarización parcial para la proyección trimestral de las principales variables macroeconómicas del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). El modelo incorpora expectativas racionales y posee un fundamento neo-keynesiano (rigidez de precios) que permite un rol de la política monetaria sobre las variables reales en el corto plazo. El modelo es trimestral, para el período comprendido entre enero del año 1999 a diciembre de 2006, e incorpora ecuaciones de comportamiento para la Brecha del Producto, la Curva de Phillips, el Tipo de Cambio Real y una Regla para las decisiones de Política Monetaria.

Una vez analizados los modelos utilizados en la región, es importante tomar en cuenta las variables que van a ser estudiadas en este documento, las mismas que van a ser presentadas en la sección subsiguiente.

1.4. DESCRIPCIÓN DE LAS FUENTES DE INFORMACIÓN

Las variables a estudiar para la estimación del modelo SVAR son series mensuales compuestas por el IPC, el Índice de Actividad Económica Coyuntural (IDEAC⁴), que serviría como una aproximación (proxy) de la producción mensual y la tasa de interés activa en el período enero 2003 a abril 2011.

A pesar de que Ecuador no tiene política monetaria a causa de la adopción de la dolarización, es interesante saber la dinámica que tienen los precios con la tasa de interés, ya que aún se podría utilizar este instrumento de política. Esto podría ser de utilidad para la autoridad de política económica al momento de inducir determinados cambios, tanto en el corto como en el largo plazo, en la estructura de tasas de interés del mercado. Como es el caso del Consejo Sectorial de Política Económica que el 21 de julio de 2010, resolvió que se mantengan los porcentajes vigentes en las tasas de interés para el crédito, durante los próximos tres meses. Con el propósito de transmitir al sistema un mensaje de estabilidad para impulsar la entrega de créditos. Es así que las tasas de interés vigentes para los diferentes segmentos son: productivo empresarial 10,21 %; productivo corporativo 9,33 %; productivo PYMES 11,83 %; consumo 16,30 %; consumo minorista vivienda 11,33 %; microcrédito minorista 30,50 %; microcrédito acumulación simple 27,50 %; microcrédito acumulación ampliada 25,50 %.

⁴El cálculo de esta variable se encuentra a cargo del Banco Central del Ecuador. El IDEAC describe la variación, en volumen, de la actividad económica en base a un grupo de variables representativas de la economía ecuatoriana. Por tanto, señala la dirección que sigue la economía, anticipándose a los resultados que presentan estadísticas más elaboradas. Las series estadísticas seleccionadas cubren la mayor parte de actividades económicas del país, con una cobertura geográfica a nivel nacional.

El trabajo de investigación está organizado de la siguiente manera: en el segundo capítulo se desarrolla la parte teórica en el campo económico, el mismo que lleva la curva de Phillips, la IS y la regla de Taylor. En el tercer capítulo se explica el marco teórico desde el punto de vista econométrico, es decir, se verá las bases de los modelos SVAR. En el cuarto capítulo se expone la aplicación al caso ecuatoriano y se muestra sus resultados, igualmente se coteja e interpreta la evolución de la variación porcentual del IPC con la inflación subyacente y se presenta un análisis de funciones de impulso-respuesta y de descomposición de varianza. Finalmente, se desarrollan las conclusiones y recomendaciones del estudio, que servirán para la toma de decisiones de política económica.

CAPÍTULO 2

FUNDAMENTOS TEÓRICOS

2.1. CONSIDERACIONES GENERALES

Tal como se indicó anteriormente, esta tesis pretende diseñar un modelo para el cálculo de la inflación subyacente en el caso ecuatoriano, congruente con una economía cerrada como primera aproximación en este campo. Con este fin, el recorrido teórico a desarrollar en el campo económico tiene tres aristas, basándonos en un enfoque neokeynesiano¹ tradicional del documento de Castillo y Vega [13] (2009). De donde, las ecuaciones empleadas para la especificación del modelo se muestran a continuación:

1. La curva de Phillips
2. La curva IS
3. La regla de política o regla de Taylor

En este capítulo se expone un modelo básico neo-keynesiano de economía cerrada, tal como en Clarida y otros [15] (1999) para encontrar relaciones sobre las variables relevantes, que describen la economía.

¹El enfoque neokeynesiano surge de síntesis entre las primeras ideas de John Maynard Keynes y las procedentes de la escuela neoclásica. La fórmula de Keynes no toma en cuenta por ejemplo las expectativas racionales, entre sus principales diferencias.

La concepción de la dinámica inflacionaria propuesta por la Nueva Síntesis Neokeynesiana postula que la inflación de corto plazo se debe al desequilibrio entre la producción real y su potencial y a las expectativas de inflación de los actores económicos.

2.2. LA CURVA DE PHILLIPS Y SUS DESARROLLOS

La curva de Phillips original ha tenido muchas modificaciones desde su primera aparición en 1958, debido a su habilidad para adaptarse a la gran variedad de teorías de inflación; a esto se debe su amplia aceptación en el mundo académico, convirtiéndose en la actualidad en una pieza clave del análisis de la política macroeconómica. Para la descripción de esta parte del documento, se ha empleado como referencia al trabajo de Torres[68] (2003) y de otros documentos, que están detallados en la bibliografía.

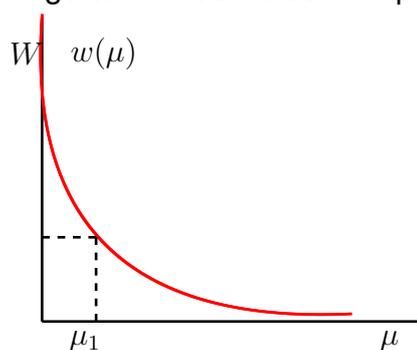
Su origen se deriva de una observación puramente empírica para la economía industrial inglesa, en donde se percibía una correlación negativa entre la tasa de crecimiento de los salarios y la tasa de desempleo. En dicho trabajo, Phillips [57] (1958) analiza las variables antes mencionadas entre 1861 y 1957, cuyo mejor ajuste estaba representado por una curva convexa.

$$W_t = 0,9 + 9,64\mu_t^{-1,39} \quad (2.1)$$

Donde W es la tasa de crecimiento del salario monetario y μ la tasa de desempleo.

Esta relación es asintótica al eje y en cero, debido a que la tasa de desempleo no puede presentar valores negativos. De esta manera se obtiene la siguiente representación gráfica:

Figura 2.1: Curva de Phillips



Fuente: Elaboración propia

Cabe señalar que Phillips no desarrolló su estudio en base a una teoría detallada, sino que simplemente se basó en una relación empírica, la misma que fue pulida por Lipsey [46] (1960) utilizando un análisis de mercado laboral. La idea central de la inflación salarial se podría explicar a través de un exceso de demanda de mercado de trabajo, cuyo indicador era el desempleo.

Posteriormente, otros trabajos reemplazaron la tasa de crecimiento de los salarios nominales por la tasa de inflación. De ahí, Samuelson y Solow [59] (1960) fueron los que popularizaron este análisis a partir de la misma experiencia pero en el caso de Estados Unidos, llegando a conclusiones similares. De donde, afirmaron que la relación inversa entre inflación y desempleo era estable, por lo que los gobernantes de turno podían planear sus lineamientos de política económica a través de una combinación pertinente entre dichas variables.

La explicación reside en que cuando aumentan los precios bajan los salarios reales. Esta bajada de los salarios reales abarata el costo de la mano de obra y las empresas están dispuestas a contratar más trabajadores. En este sentido, las autoridades económicas del país pueden elegir una menor tasa de desempleo pero con una tasa de inflación más alta y viceversa. De una forma lineal simplificada², esto se expresa a través de:

$$\pi = -\alpha(\mu - \bar{\mu}) \quad (2.2)$$

Donde, π es la tasa de inflación y lo que se encuentra en el paréntesis mide el desempleo cíclico³.

Dos años más tarde, Okun [53] (1962) mostró la existencia de una relación inversa entre el desempleo y el producto por lo que reemplaza el desempleo por la brecha del producto⁴. A partir de dicha afirmación, es que la curva de Phillips

²Ante la necesidad de asegurar una especificación econométrica operativa para explicar el dilema inflación-desempleo, se plantearon otras versiones de la Curva de Phillips original y proliferó el tratamiento lineal de los parámetros (y/o de las variables) de los modelos estimados tal y como se presenta en publicaciones posteriores al trabajo de Phillips.

³Desempleo que se produce en un ciclo recesivo de la economía, cuya duración es relativamente corta.

⁴La brecha del producto (output gap) se define como la brecha entre los niveles de producto

ha pasado a ser una relación directa entre la inflación y el nivel de actividad. El fundamento teórico parte de una igualdad entre el nivel de producto observado y el potencial, de donde se tendrá una tasa de inflación estable. En este sentido, existirá presiones inflacionarias por el lado de la demanda cuando la brecha de producto sea positiva (el producto es mayor que el potencial). Mientras que, si el producto observado es menor que el potencial, se tendrá una brecha negativa con baja inflación. En ambos casos, es necesario un correctivo a través de la política económica.

La línea de pensamiento keynesiana era la predominante con el modelo de inflación de Phillips-Lipsey durante la década los años 60; sin embargo, la evidencia empírica a finales de la misma mostraba una variación simultánea del nivel general de precios y de la tasa de desempleo, puesto que las condiciones habían cambiado (nuevo fenómeno: estanflación). En la coyuntura de la época se produjo un aumento considerable del precio del petróleo que llevó tanto a una reducción de la producción (incremento de la tasa de desempleo) como a una tasa de inflación elevada, lo que dio lugar a críticas y debates teóricos. Esto llevó a que la mayoría de los economistas abandonaran esta idea.

A partir de ello, se derivó la conocida curva de Phillips aumentada con expectativas, puesto que la tendencia ascendente y persistente de la inflación influyó en la forma en la que los agentes económicos tomaban sus decisiones.

De esta manera, se reformula el planteamiento de la curva de Phillips, obteniendo:

$$\pi = \pi^e - \alpha(\mu - \bar{\mu}) \quad (2.3)$$

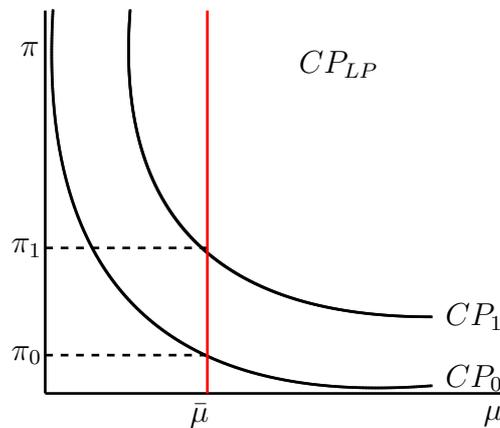
Donde π^e es la inflación esperada.

Bajo esta visión monetarista, no hay una relación entre inflación y desempleo a largo plazo, reduciendo las opciones de política. Si el gobierno opta por una política de empleo sacrificando la tasa de inflación, se produce un efecto sólo en el corto plazo, pero en el largo plazo se tiene desplazamientos hacia arriba de la

observado y el potencial, que es el nivel de producto consistente con una tasa estable de inflación, dado el stock de capital productivo. (Solis [63], 2005)

curva de Phillips y se mantiene el desempleo en su tasa natural.

Figura 2.2: Curva de Phillips de largo plazo



Fuente: Elaboración propia

Posteriormente, en 1972 surgió la crítica a las expectativas adaptativas por Robert E. Lucas, dando origen a las expectativas racionales. Lucas argumentaba que en las expectativas adaptativas se asume que los agentes económicos podrían equivocarse sistemáticamente al predecir la inflación y que utilizan información del pasado para formar sus expectativas. Estos supuestos implican que los agentes económicos son irracionales, lo que difiere con la teoría moderna de los precios.

Para las expectativas racionales se asume pleno empleo y que los agentes económicos utilizan toda la información de la que disponen, tanto pasada como presente para hacer proyecciones económicas, comportándose como si conocieran el mejor modelo económico disponible; de ahí la sugerencia para las autoridades de preocuparse por fomentar mercados más eficientes y no aplicar políticas expansivas, puesto que en el mejor de los casos tendrían efectos solo transitorios porque los agentes no se equivocan al hacer sus predicciones. Sin embargo, a principios de la década de los 80 el enfoque de Lucas empezó a perder terreno, puesto que aparecieron cuestionamientos de los supuestos, además de las debilidades prácticas ya que solo políticas no anticipadas tienen efectos sobre el producto y la inflación.

A partir de ello, se ha seguido buscando nuevos planteamientos derivados de

la curva de Phillips con el fin de encontrar una relación práctica para la política económica. Según Torres [68] (2003), la curva de Phillips tradicional en años recientes se ha especificado como una relación funcional entre la inflación observada y sus valores rezagados, así como con algún indicador del ciclo económico, como se especifica a continuación:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^h (\varphi \pi_{t-i} + \delta \hat{y}_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Donde: π_t Inflación observada en el período t

\hat{y}_{t-i} Logaritmo de la desviación del producto real de su tendencia de largo plazo

ε_t Perturbación aleatoria

φ y δ son parámetros de π y de \hat{y}

Sin embargo, nuevamente esta versión ha sido sujeta a fuerte polémica, por considerarse que a nivel teórico carece de fundamentos microeconómicos, lo que la hace blanco de la “Crítica de Lucas”⁵ y porque a nivel empírico su desempeño ha sido insatisfactorio, al ser incapaz de explicar por qué la expansión económica de fines de los años 90 en Estados Unidos no fue acompañada por alguna presión inflacionaria significativa. (Torres [68], 2003)

Últimamente, los académicos han desarrollado una nueva versión de esta teoría con el fin de encontrar un mejor planteamiento para representar a la economía. Dicho planteamiento se conoce como la curva de Phillips neokeynesiana, la misma que se expone en la siguiente sección.

⁵Lucas piensa que las decisiones macroeconómicas deben basarse en fundamentos microeconómicos. En general, la econometría considera que los agentes miran hacia atrás para formular sus proyecciones futuras, es decir, tienen expectativas adaptativas, cuando en realidad ellos se comportan acorde a la teoría de las expectativas racionales, estableciendo así su crítica.

2.2.1. LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

La política macroeconómica debe realizarse bajo reglas sencillas de retroalimentación, por lo que se da origen a la nueva curva de Phillips en el marco de la síntesis neokeynesiana. Esta se basa en la actualización del modelo IS-LM⁶ y de la inclusión de las expectativas racionales en la curva de corto plazo. Este nuevo marco teórico fue introducido por Galí y Gertler [31] (1999) con un modelo híbrido para capturar la inercia y el costo de sacrificio de desinflar la economía, cuya fortaleza es el de incorporar fundamentos microeconómicos.

Se utiliza expectativas racionales puesto que permite abordar un aspecto de la crítica de Lucas, facilitando la consistencia de la solución del modelo con el concepto de equilibrio. Asimismo, con el uso de dichas expectativas se puede analizar los efectos de los anuncios de política, reglas fiscales y monetarias en equilibrio macroeconómico. Otra de sus ventajas es la bondad de ajuste en los datos, ya que los agentes no utilizan únicamente información pasada para tomar decisiones.

ELEMENTOS BÁSICOS

La curva de Phillips puede expresarse de la siguiente forma:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + u_t \quad (2.5)$$

$$u_t = \rho_u u_{t-1} + \varepsilon_t^u \quad (2.6)$$

$$x_t = \rho_x x_{t-1} + \varepsilon_t^x \quad (2.7)$$

Donde, π_t es la inflación, x_t la brecha de producto, u_t una perturbación de costos, κ es la pendiente de la curva de Phillips, ρ_u y ρ_x son la persistencia del choque de costos y de la brecha de producto, β mide el impacto de las expectativas de inflación en la propia inflación y $E_t \pi_{t+1}$ son las expectativas presentes sobre la

⁶También conocido como modelo de Hicks-Hansen, el mismo que muestra la interacción entre los mercados reales (curva IS) y monetarios (curva LM).

inflación futura. El equilibrio está definido como la situación en donde la inflación es consistente con sus expectativas y estas a su vez son consistentes con el equilibrio.

2.3. LA CURVA IS

La curva IS expresa la relación inversa entre la tasa de interés y la producción (o la brecha del producto, tal que la combinación de dichas variables a lo largo de la IS representan puntos de equilibrio en el mercado de bienes. Por consiguiente, a mayor tasa de interés, habrá una menor inversión, y por lo tanto, existirá un menor producto, y una menor brecha del mismo con respecto al producto potencial. (Solis [63], 2005).

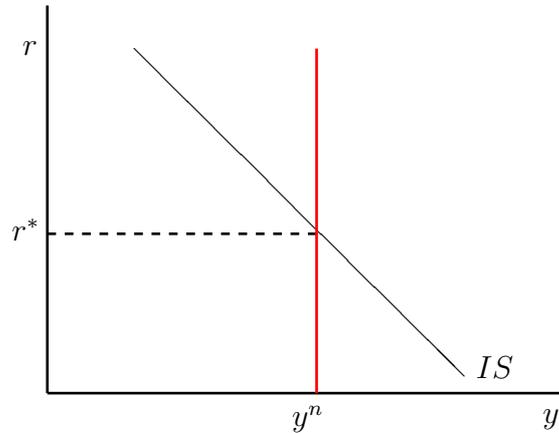
Adicionalmente, debido a que la brecha del producto es una variable explicativa dentro de la curva de Phillips y la combinación de ambas curvas describe el mecanismo de transmisión de la política monetaria (la cual se refleja en variaciones a la tasa de interés) hacia la inflación. Dicho mecanismo consiste en el impacto y el rezago con el cual la política monetaria influye en el nivel de precios. (Solis [63], 2005).

El producto natural, mejor conocido como potencial, (Y^n) es el nivel de producción al que puede llegar la economía si hay situación de pleno empleo de los recursos. Dicho nivel pleno empleo, en cuanto al mercado laboral, supone que hay algún grado de desempleo natural. Lo anteriormente descrito se puede expresar gráficamente en la figura 2.3.

Si el tipo de interés real es inferior a r^* , la demanda agregada será mayor que y^n y habrá presiones inflacionistas. Por el contrario, si la tasa de interés real es superior a r^* resulta ser deflacionista.

Para obtener la ecuación de la brecha de producto se seguirá de manera resumida el modelo neokeynesiano propuesto por Galí [32] (2008). Sabemos que los hogares en todo momento tratan de maximizar su utilidad esperada así:

Figura 2.3: Curva IS



Fuente: Elaboración propia

$$Max. \quad E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_t) \quad (2.8)$$

Esta misma que se puede escribirse en términos de la ecuación de Euler como:

$$U(C_t, N_t) = \frac{c_t^{1-\sigma} N_t^{1-\varphi}}{1-\sigma \quad 1-\varphi} \quad (2.9)$$

Esta utilidad (U) se ve influenciada por la restricción presupuestaria que puede expresarse en términos de los salarios reales, constituyéndose la curva de oferta laboral:

$$\frac{W_t}{P_t} = C_t^\sigma N_t^\varphi \quad (2.10)$$

Donde N_t es el empleo efectivo y C_t el consumo. Mientras que los parámetros β , σ y φ representan la preferencia temporal por consumir, la utilidad marginal de consumir y la desutilidad marginal del trabajo, respectivamente.

Por el lado de los productores, las empresas elaboran bienes diferenciados pero con la misma tecnología, determinando así la función de producción⁷ en un mercado que se supone de competencia monopolística. De esta forma se observa la relación estable que mantiene el producto de la economía con el nivel de empleo.

⁷Eventualmente se va a prescindir del factor Capital sin afectar los resultados, solo para la explicación.

$$Y_t = A_t N_t^{1-\alpha} \quad (2.11)$$

Las ganancias se expresan de la siguiente forma:

$$G = P_t Y_t - W_t P_t \quad (2.12)$$

Maximizando la ecuación anterior sujeta a la tecnología, se obtienen los salarios reales que determinan la función de demanda laboral de equilibrio:

$$\frac{W_t}{P_t} = (1 - \alpha) A_t N_t^{-\alpha} \quad (2.13)$$

Considerando que el sistema funciona en equilibrio y sabiendo que en economía cerrada sin gasto público el consumo es igual al ingreso.

$$Y_t = C_t \quad (2.14)$$

Incorporando las ecuaciones de optimización en oferta y consumo, llegamos a la ecuación (en logaritmos) de limpieza de mercados:

$$y_t = E_t(y_{t+1}) - \frac{1}{\sigma} [i_t - E_t(\pi_{t+1})] \quad (2.15)$$

Donde: y_t es el nivel de producción, $E_t(y_{t+1})$ es la producción esperada actualmente para el próximo período y $E_t(\pi_{t+1})$ la inflación esperada.

La brecha de producto expresada como la diferencia entre la producción observada y su nivel potencial ($y_t - y_t^n$) se presenta como:

$$x_t = E_t(x_{t+1}) - \frac{1}{\sigma} [i_t - E_t(\pi_{t+1})] \quad (2.16)$$

La importancia de una buena estimación de la brecha radica en que da luces sobre posibles excesos de demanda que puedan presionar los precios. Adicionalmente, la brecha del producto también se utiliza para la estimación de la tasa de interés natural y para la determinación de la postura fiscal. (Torres J. [69], 2007)

2.4. LA REGLA DE POLÍTICA O REGLA DE TAYLOR

La regla de Taylor [67] se trata de una contribución a la política monetaria en efectuada en 1993 por el académico John Taylor de la Universidad de Stanford. Esta cobró popularidad desde su aparición puesto que muestra cómo a través de modificaciones del tipo de interés, se podía influir sobre los dos objetivos esenciales de la política económica: la estabilización macroeconómica (medida por la brecha de producto) y la estabilidad de precios. En efecto, es de interés de las autoridades monetarias poder controlar los principales componentes macroeconómicos a través de diversos instrumentos de política económica. Sin embargo, en el caso de la inflación y su relación con los agregados monetarios resulta ser más inestable en una economía abierta debido a los crecientes flujos monetarios entre países, por lo que es recomendable el uso de la tasa de interés nominal.

La regla de Taylor original para el caso norteamericano sugería el manejo de la tasa de los fondos federales (i) de los Estados Unidos con relación a la tasa de inflación (π), la tasa de interés real de los fondos federales (r^*), y el promedio de dos brechas: la tasa de inflación promedio en los últimos cuatro trimestres dada por el deflactor del PIB menos una tasa objetivo para la misma (π^*), y la desviación porcentual del PIB real (z_t) de un estimado de su valor potencial. Esta relación puede ser expresada de la siguiente manera:

$$i_t = \pi_t + r^* + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(z_t); \quad z_t = \frac{y - y^n}{y^n} \times 100\% \quad (2.17)$$

Los valores 0,5 de los parámetros de las brechas de la inflación y de producto en la ecuación (2.17) son supuestos asumidos por Taylor y no estimados por algún método estadístico o econométrico.

La recomendación que se deriva de esta relación es que cuando la producción real y la tasa de inflación exceden su nivel objetivo, las autoridades deben incrementar la tasa de interés nominal para reducir la demanda agregada. Por el

contrario, cuando la producción real y la tasa de inflación se encuentran por debajo de dicho nivel, se debe reducir la tasa de interés nominal para aumentar la demanda agregada. Por lo tanto, la regla de Taylor incorpora dos objetivos importantes de la política monetaria: una inflación baja y estable además de un crecimiento sostenible del producto. Aunque el instrumento que la autoridad monetaria utiliza es el tipo de interés nominal, son los tipos de interés reales los que realmente afectan a la actividad económica.

Una representación más generalizada de la regla de tipos de interés tayloriana se ajusta a la siguiente expresión:

$$i_t = \pi_t + r^* + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta(y_t - y^n) \quad (2.18)$$

donde i_t , r^* , π^* , π_t , y_t , y^n son, el tipo de interés nominal de intervención, el tipo de interés real, la meta de la tasa de inflación y la tasa de inflación corriente, la tasa de crecimiento del PIB y de su crecimiento potencial, respectivamente. Los parámetros α y β representan al grado de respuesta de las autoridades ante las desviaciones de la inflación con relación a su tasa objetivo (aversión a la inflación) y la sensibilidad ante los problemas de crecimiento.

El principio de Taylor indica que el valor de α debe ser mayor que 1. Esto es porque en caso de intervención del Banco Central por incremento de la variación de precios, el aumento del tipo de interés debe ser mayor que el aumento de la inflación para tener un alza en la tasa de interés real y así reducir la demanda agregada.

Para obtener la versión de la Regla de Taylor bajo la síntesis neokeynesiana, partimos de las ecuaciones:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + k x_t \quad (2.19)$$

$$x_t = E_t x_{t+1} - \frac{1}{\sigma} [i_t - E_t(\pi_{t+1})] \quad (2.20)$$

Iterando hacia adelante se tiene:

$$\pi_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (\kappa x_{t+i}) \quad (2.21)$$

$$x_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} -\frac{1}{\sigma} [i_{t+1} - E_t(\pi_{t+1+i})] \quad (2.22)$$

De las ecuaciones anteriores se obtiene:

$$i_t = \phi_\pi E_t \pi_{t+1} + \phi_x x_t \quad (2.23)$$

2.5. MODELO NEOKEYNESIANO BÁSICO: ECONOMÍA CERRADA

Un modelo típico para proyección de inflación en una economía cerrada se puede expresar de la siguiente forma:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + u_t \quad (2.24)$$

$$i_t = \phi_\pi E_t \pi_{t+1} + \phi_x x_t + v_t \quad (2.25)$$

$$x_t = E_t x_{t+1} - \theta (i_t - E_t \pi_{t+1}) + g_t \quad (2.26)$$

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + c_t^g \quad (2.27)$$

$$u_t = \rho_u u_{t-1} + c_t^u \quad (2.28)$$

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + c_t^v \quad (2.29)$$

x_t representa la brecha producto, medida con la diferencia entre el producto efectivo y el producto potencial, π_t la inflación, i_t la tasa de interés del banco central, g_t es un choque de gasto público, u_t es un choque de costos y v_t un choque de política monetaria. Donde, ϕ_π es la respuesta del banco central a la inflación, ϕ_x es la respuesta del banco central a la brecha producto, β mide el impacto de las expectativas en inflación, θ , el impacto de las condiciones monetarias en la demanda agregada, κ , mide la pendiente de la curva de Phillips, medida como el

cambio en la inflación ante cambios en la brecha producto, $\frac{\Delta\pi_t}{\Delta x_t}$. Además, ρ_g , ρ_u y ρ_v , miden la persistencia de los choques, de demanda, de oferta y monetario, respectivamente.

2.5.1. INTERPRETACIÓN DE LAS ECUACIONES

La primera ecuación, representa a la curva de Phillips:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + kx_t + u_t \quad (2.30)$$

Esta relaciona la inflación con la brecha producto, la misma que está determinada por presiones de demanda, x_t , costos no asociados a demanda, u_t y expectativas futuras sobre la inflación que son racionales, y por tanto incluyen información futura.

La segunda ecuación es la función de reacción del Banco Central, que indica como este modifica la tasa de interés.

$$i_t = \phi_\pi E_t \pi_{t+1} + \phi_x x_t + v_t \quad (2.31)$$

El Banco Central sube la tasa de interés cuando las expectativas de inflación se incrementan, y cuando el producto corriente está por encima de su potencial, la brecha de producto es positiva.

La tercera ecuación es la demanda agregada se analiza a través de la evolución de la brecha producto,

$$x_t = E_t x_{t+1} - \theta(i_t - E_t \pi_{t+1}) + g_t \quad (2.32)$$

que depende de tres factores, confianza de consumidores, dado por expectativas de demanda futuras, $E_t x_{t+1}$, condiciones crediticias, resumida por la tasa de interés real, $(i_t - E_t \pi_{t+1})$ y g_t es el gasto público, medido como un choque.

Las otras ecuaciones del modelo, reflejan la evolución de los choques, que se

modelan como procesos autorregresivos,

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + c_t^g \quad (2.33)$$

$$u_t = \rho_u u_{t-1} + c_t^u \quad (2.34)$$

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + c_t^v \quad (2.35)$$

Estos choques sintetizan la incertidumbre en el modelo; por ejemplo, el choque de costos que puede reflejar, cambios en el precio del petróleo.

$$u_t = \rho_u u_{t-1} + c_t^u \quad (2.36)$$

esta ecuación indica que el precio del petróleo depende del precio pasado y también de un choque no esperado de media cero, c_t^u , cuando mayor sea ρ_u mayor será el impacto del precio pasado en el precio de petróleo actual, es decir el impacto de los choques será más persistente.

Lo que el modelo permite analizar es cómo responde la inflación, la brecha producto y la tasa de interés a cambios no esperados en gasto público, política monetaria y costos.

Una modificación necesaria para el análisis de impulso-respuesta es incluir más persistencia en el modelo.

$$x_t = \gamma x_{t-1} + E_t x_{t+1} + \frac{1(i_t - E_t \pi_{t+1})}{\sigma} + g_t \quad (2.37)$$

$$\pi_t = \lambda \pi_{t-1} + \beta E_t \pi_{t+1} + k x_t + u_t \quad (2.38)$$

$$i_t = \chi i_{t-1} + \phi_\pi E_t \pi_{t+1} + \phi_x x_t + v_t \quad (2.39)$$

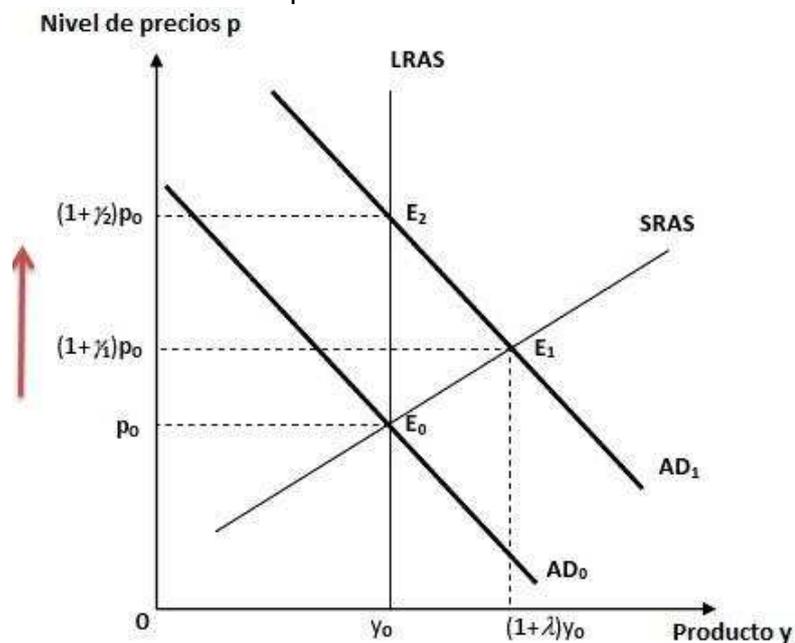
La persistencia en el modelo permite generar respuestas demoradas, y también reduce la magnitud del impacto contemporáneo.

Por simplicidad del análisis, se prescindirá de las expectativas racionales en la estimación de la inflación en el caso ecuatoriano.

2.6. ANÁLISIS DE LARGO PLAZO CON EL MODELO DE OFERTA Y DEMANDA AGREGADA

Para entender de mejor manera la dinámica de largo plazo, además de justificar las restricciones impuestas en los SVAR y su respuesta a una perturbación transitoria, se utiliza una versión gráfica del modelo AS-AD (oferta y demanda agregada). Si esta perturbación es positiva y de demanda puede estar asociada a un desplazamiento de la curva AD (demanda agregada) hacia la derecha, de AD_0 a AD_1 como se aprecia en la figura 2.4. Esto produce un incremento en los precios (de p_0 a $p_1 = (1 + \gamma_1)p_0$) y en el producto (de y_0 a $y_1 = (1 + \lambda)y_0$). La economía se mueve positivamente a lo largo de la curva SRAS (oferta agregada de corto plazo) de E_0 al equilibrio transitorio E_1 .

Figura 2.4: Perturbación positiva de demanda en el modelo AS-AD



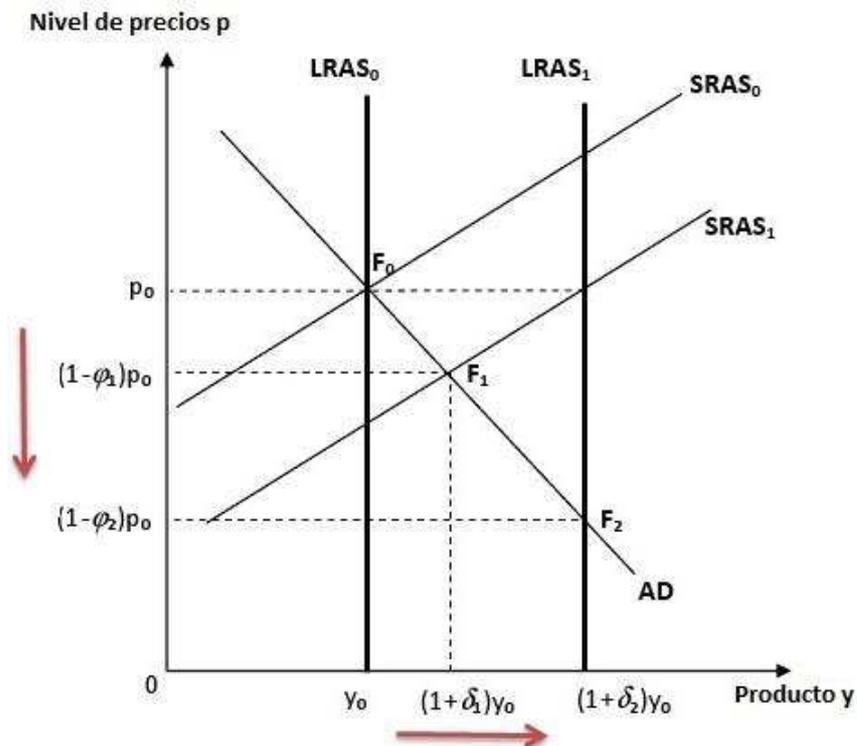
Fuente y Elaboración: Pentecôte [56], 2010.

Mientras el tiempo pasa, las expectativas de inflación se adaptan de modo que la curva AS se hace vertical (la curva LRAS sobre la figura 2.4) y los movimientos de economía a lo largo de AD_1 pasan de E_1 a su nuevo equilibrio duradero E_2 . La producción doméstica vuelve a su nivel natural y_0 mientras hay un impacto

adicional inflacionista que empuja el nivel de precios a $p_2 = (1 + \gamma_2)p_0$.

Sin embargo, este escenario puede completarse considerando la respuesta del precio y del producto a una perturbación permanente por el lado de la oferta como puede observarse sobre la figura 2.5. Si este es positivo, la actividad doméstica automáticamente se elevará de y_0 a $y_1 = (1 + \delta_1)y_0$, y finalmente alcanzará un nivel natural más alto $y_2 = (1 - \delta_2)y_1$. En cambio, el precio debería caer gradualmente a $p_1 = (1 - \delta_1)p_0$. Comenzando en el punto F_0 sobre la figura 2.5, los ajustes en la producción y precios se desplazarán hasta conseguir el estado estacionario F_2 , en la intersección de AD con la nueva curva de largo plazo AS, representada por $LRAS_1$.

Figura 2.5: Perturbación positiva de oferta en el modelo AS-AD



Fuente y Elaboración: Pentecôte [56], 2010.

De aquí, se define a la inflación subyacente como el componente de la inflación que no tiene efectos permanentes sobre el producto, es decir, en ausencia de las perturbaciones de oferta. A continuación se da paso a la teoría econométrica para este fin.

CAPÍTULO 3

MODELO ECONOMÉTRICO

En este capítulo se presenta la metodología de los vectores autorregresivos y su instrumentalización, analizando las funciones de impulso-respuesta y de descomposición de la varianza, así como el concepto de causalidad. La parte teórica expuesta aquí ha sido tomada principalmente del libro "Économétrie des séries temporelles macroéconomiques et financières" de Lardic y Mignon [44] (2002) y de otras fuentes mencionadas en la bibliografía.

3.1. INTRODUCCIÓN

Los vectores autorregresivos (VAR) es uno de los modelos econométricos más exitosos, flexibles y fáciles de usar para el análisis de series temporales multivariantes. Estos modelos son una extensión natural del modelo autorregresivo (AR). Su popularidad se debe a que son modelos econométricos que se usan para capturar la evolución e interdependencia entre múltiples series de tiempo, generalmente utilizados para estimar relaciones económicas. Sims [62] (1980) introduce, inicialmente estos modelos, mostrando que proveían un enfoque más coherente y creíble para la descripción de los datos, pronóstico, análisis estructural de la economía y para medir el impacto de decisiones de política económica (Bank of England [4], 1999).

Los modelos VAR surgieron como alternativa a los modelos estructurales mul-

tecuacionales. Estos últimos se basaban en la clasificación a priori de las variables en exógenas y endógenas; además que era necesaria la imposición de restricciones cero¹ (a veces pueden ser abusivamente arbitrarias) a los parámetros estructurales (Conceição y otros [18], 2005). En este sentido, los VAR son la solución a los dos problemas descritos puesto que todas sus variables son endógenas, es decir, cada una de ellas se expresa como una función lineal de sus propios valores rezagados y de los valores rezagados de las demás variables del modelo. Una de las ventajas de los VAR es que introducen los conceptos de causalidad y de exogeneidad; a partir de ello, se determinan las funciones de respuesta de las variables ante un movimiento de un choque exógeno en todo el proceso a través del tiempo. De esta manera se captura los movimientos simultáneos de las variables y la dinámica de sus interrelaciones de una forma más adecuada, lo cual no es posible con modelos univariantes.

Asimismo, un vector autorregresivo es una herramienta útil en la interpretación inmediata del comportamiento de las series y ayuda a construir un modelo estructural que atiende a la realidad en su diseño mismo.

3.2. DEFINICIONES

Antes de presentar más detalladamente las características de los procesos VAR, los métodos de estimación y las pruebas con las que se encuentra relacionada, se dará algunas definiciones.

¹Cuando se trabaja con modelos multiecuacionales se tiene múltiples indicadores y variables latentes, de donde no se puede asumir que todos los parámetros están identificados. Un sistema puede estar subidentificado, exactamente identificado o sobreidentificado. Para estimar un modelo estructural es necesario reducir el número de coeficientes a estimar. Esto normalmente se realiza con la imposición de un valor de cero a algunos de ellos, ya sea por creencia, por teoría o por algún argumento a priori.

3.2.1. EJEMPLO INTRODUCTORIO

Consideramos dos variables estacionarias x_{1t} y x_{2t} . Cada variable está en función de sus propios valores pasados pero también de los valores pasados y presentes de la variable restante. Si se supone $p = 4$, el modelo VAR(4) de dos variables puede ser escrita de la siguiente manera:

$$\begin{cases} x_{1t} = a_1 + \sum_{i=1}^4 b_{1i}x_{1t-i} + \sum_{j=1}^4 c_{1j}x_{2t-j} - d_1x_{2t} + \varepsilon_{1t} \\ x_{2t} = a_2 + \sum_{i=1}^4 b_{2i}x_{1t-i} + \sum_{j=1}^4 c_{2j}x_{2t-j} - d_2x_{1t} + \varepsilon_{2t} \end{cases} \quad (3.1)$$

donde ε_{1t} y ε_{2t} son dos ruidos blancos no correlacionados.

Este modelo implica la estimación de 20 coeficientes. El número de parámetros a estimar crece rápidamente con el número de retardos, como pN^2 , donde p es el número de retardos y N el número de variables del modelo.

Sobre su forma matricial, el proceso VAR(4) se escribe:

$$BX_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^4 \Phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

con:

$$B = \begin{pmatrix} 1 & d_1 \\ d_2 & 1 \end{pmatrix}; \Phi_0 = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix}; X_t = \begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{pmatrix}; \Phi_i = \begin{pmatrix} b_{1i} & c_{1i} \\ b_{2i} & c_{2i} \end{pmatrix}; \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (3.3)$$

Basta luego con multiplicar cada término de 3.2 por B^{-1} , suponiendo B inversible, con el fin de obtener la escritura usual del modelo VAR.

3.2.2. FORMULACIÓN GENERAL

Se generaliza el ejemplo anterior en el caso de que X_t contiene N variables y para un orden de retardos p cualquiera. Un proceso VAR (p) de N variables se

escribe bajo forma matricial:

$$X_t = \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

$$X_t = \begin{pmatrix} x_{1t} \\ \vdots \\ x_{Nt} \end{pmatrix}; \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{Nt} \end{pmatrix}; \Phi_0 = \begin{pmatrix} a_1^0 \\ \vdots \\ a_N^0 \end{pmatrix}; \Phi_p = \begin{pmatrix} a_{1p}^1 & a_{1p}^2 & \dots & a_{1p}^N \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ a_{Np}^1 & a_{Np}^2 & \dots & a_{Np}^N \end{pmatrix} \quad (3.5)$$

Donde ε_t es un ruido blanco de matriz de varianza covarianza Σ_ε .

La característica principal de los modelos VAR(p) es que su dinámica no está restringida por la teoría económica, p se determina libremente mediante criterios estadísticos.

Se puede escribir:

$$(I - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_p L^p) X_t = \Phi_0 + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

siendo:

$$\Phi(L) X_t = \Phi_0 + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

con: $\Phi(L) = 1 - \sum_{i=1}^p \Phi_i L^i$.

Más formalmente, se tendrá la siguiente definición.

DEFINICIÓN 1. Se dirá que $X_t \sim VAR(p)$ si y solamente si existe un ruido blanco $\varepsilon_t (\varepsilon_t \sim RB(0, \Sigma_\varepsilon))$, $\Phi_0 \in R^N$ y p matrices Φ_1, \dots, Φ_p tales que:

$$X_t - \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} = \Phi_0 + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

sea:

$$\Phi(L) X_t = \Phi_0 + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

Donde Φ_0 es la matriz identidad $(I)^1$, y:

$$\Phi(L) = I - \sum_{i=1}^p \Phi_i L^i \quad (3.10)$$

Es importante recalcar las siguientes observaciones:

1. La representación VAR puede ser generalizada con el fin de tener en cuenta la autocorrelación de los errores de orden q (esto es análogo a la generalización de un AR a un ARMA). Tenemos entonces un proceso ARMA multivariado, conocido como proceso VARMA, el mismo que se escribe:

$$X_t = \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t + \Theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \Theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.11)$$

sea:

$$\Phi(L)X_t = \Theta(L)\varepsilon_t + \Phi_0 \quad (3.12)$$

Donde Φ es un polinomio matricial de orden p y Θ es un polinomio matricial de orden q .

2. En un proceso MA multivariado (VMA), cada componente sigue un MA. Sin embargo, en un VAR, cada componente no sigue forzosamente un AR.
3. Todo proceso VAR(p) puede escribirse bajo la forma de VAR(1), pero de dimensión superior (Np en lugar de N). Sea el proceso VAR:

$$\Phi(L)X_t = \Phi_0 + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

Pongamos:

$$Y_t = \begin{pmatrix} X_t \\ X_{t-1} \\ \vdots \\ X_{t-(p-1)} \end{pmatrix} \quad (3.14)$$

Se puede escribir:

$$Y_t = \Phi Y_{t-1} + \tilde{\Phi}_0 + \tilde{\varepsilon}_t \quad (3.15)$$

con:

$$\Phi_0 = \begin{pmatrix} \Phi_0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}; \tilde{\varepsilon}_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}; \Phi = \begin{pmatrix} \Phi_1 & \Phi_2 & \cdots & \Phi_p \\ I_N & 0 & \cdots & \\ 0 & I_N & 0 & \\ \vdots & & \ddots & \\ 0 & & & \end{pmatrix} \quad (3.16)$$

Donde I_N es la matriz identidad. En efecto:

$$Y_t = \begin{pmatrix} X_t \\ X_{t-1} \\ \vdots \\ \vdots \\ X_{t-(p-1)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_1 & \Phi_2 & \cdots & \Phi_p \\ I_N & 0 & \cdots & \\ 0 & I_N & 0 & \\ \vdots & & \ddots & \\ 0 & & & \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ X_{t-2} \\ \vdots \\ \vdots \\ X_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Phi_0 \\ 0 \\ \vdots \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} \quad (3.17)$$

Es entonces un VAR(1) de dimensión Np .

3.2.3. REPRESENTACIÓN CANÓNICA Y PROCESO DE LAS INNOVACIONES

Consideremos un proceso VAR(p) centrado, es decir con $\Phi_0 = 0$.

$$\Phi(L) = X_t = \varepsilon_t \quad (3.18)$$

Se puede escribir:

$$X_t = \Phi^{-1}(L)\varepsilon_t = \frac{\Phi(L)'}{\det\Phi(L)}\varepsilon_t \quad (3.19)$$

DEFINICIÓN 2. Si todas las raíces del determinante de $\Phi(L)$ son de módulo superior a 1, entonces la ecuación $\Phi(L) = X_t$ define un único proceso VAR(p) estacionario. Se dice que X_t es una representación canónica y ε_t es conocida como la innovación del proceso².

²Las innovaciones canónicas están asociadas a los procesos VAR irrestrictos. Representan choques o impulsos cuya propagación se traduce por las fluctuaciones del sistema dinámico en estudio.

En este proceso es importante realizar las siguientes observaciones:

1. Si las raíces del $\det\Phi(L)$ son de módulo superior a uno, se puede cambiar las raíces por su inversa y modificar el ruido blanco asociado con el fin de reducirse a la representación canónica.
2. Si al menos una de las raíces del $\det\Phi(L)$ es igual a uno, el proceso ya no es estacionario y no podemos reducirlo a una representación canónica.
3. En representación canónica, la previsión se escribe:

$$E[X_{t+1}|\underline{X}_t] = \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t+1-i} \quad (3.20)$$

Donde \underline{X}_t representa al pasado de X hasta el tiempo t .

3.2.4. FUNCIÓN DE AUTOCOVARIANZA Y FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN

Se presenta las principales características de los procesos VAR. Consideremos un proceso VAR(1).

$$X_t = \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

Donde $\varepsilon_t \sim RB(0, \Sigma_\varepsilon)$.

ESPERANZA

Se tiene:

$$E[X_t] = E[\Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t] \quad (3.22)$$

Cuando el proceso es estacionario, se tiene $E[X_t] = E[X_{t-1}]$. Se puede entonces escribir (sabiendo que $E[\varepsilon_t] = 0$):

$$E[X_t] = \Phi_0 + \Phi_1 E[X_t] \quad (3.23)$$

De donde:

$$E[X_t] = (I - \Phi_1)^{-1}\Phi_0 \quad (3.24)$$

FUNCIÓN DE AUTOCOVARIANZA

Considerando el proceso centrado: $Y_t = X_t - E[x_t]$, sea:

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.25)$$

La función de autocovarianza Γ está dada por:

$$\Gamma(0) = E[Y_t Y_t'] = E[\Phi_1 Y_{t-1} Y_t' + \varepsilon_t Y_t'] \quad (3.26)$$

Entonces,

$$E[\varepsilon_t Y_t'] = E[\varepsilon_t (\Phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t)'] = \Phi_1 E[\varepsilon_t Y_{t-1}'] + E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] \quad (3.27)$$

Como $\varepsilon_t \sim RB(0, \Sigma_\varepsilon)$, se tiene:

$$E[\varepsilon_t Y_{t-1}'] = 0 \quad (3.28)$$

Entonces tenemos:

$$E[\varepsilon_t Y_t'] = E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma_\varepsilon \quad (3.29)$$

De donde, retomando la ecuación (3.26):

$$\Gamma(0) = \Phi_1 E[Y_{t-1} Y_t'] + \Sigma_\varepsilon \quad (3.30)$$

Por fin, observando que $E[Y_{t-1} Y_t'] = \Gamma(1)$, se deduce:

$$\Gamma(0) = \Phi_1 \Gamma(1)' + \Sigma_\varepsilon \quad (3.31)$$

Entonces, se puede calcular la matriz de autocovarianza de orden 1:

$$\Gamma(1) = E[Y_{t-1}Y_t'] = E[(\Phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t)Y_{t-1}'] = \Phi_1 E[Y_{t-1}Y_{t-1}'] = \Phi_1 \Gamma(0) \quad (3.32)$$

Se ha deducido la siguiente fórmula de recurrencia para la matriz de autocovarianza de orden h de un proceso VAR(1):

$$\Gamma(h) = \Phi_1 \Gamma(h-1) \quad \forall h \geq 1 \quad (3.33)$$

FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN PARCIAL: IDENTIFICACIÓN DE LOS PROCESOS VAR

En el caso univariado, para identificar el número de retardos p de un proceso AR se utiliza la función de autocorrelación parcial. En el caso multivariado, se dispone de matrices de autocorrelación parcial. Sin embargo, estas son muy difíciles de calcular, en general no se las utiliza. En la práctica, se impone de forma a priori por tanteo. La idea es tener órdenes de retardo p bastante grandes y que puedan ser reducidos de tamaño con la ayuda de pruebas. Escogemos así en general el VAR(4) para datos trimestrales, un VAR(12) o un VAR(8) para datos mensuales, etc. Veremos sin embargo que existen algunos instrumentos, particularmente los criterios de información, que evitan fijar arbitrariamente el valor de p con el fin de que el número de parámetros que hay que estimar pN^2 no sea demasiado grande. Igualmente, las pruebas de causalidad van a permitir jerarquizar las variables y reducir el número de parámetros a estimar.

3.2.5. ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS DE UN VAR

Los parámetros de los procesos VAR pueden ser estimados sólo sobre series temporales estacionarias (sin variación estacional y sin tendencia) por el método de los mínimos cuadrados ordinarios (MCO) -para los procesos VAR irrestrictos- o más generalmente por la técnica de máxima verosimilitud. Repitamos sucesivamente estos dos procedimientos.

ESTIMACIÓN POR MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS

Considerando el proceso VAR(p):

$$\Phi(L)X_t = \varepsilon_t \quad (3.34)$$

Donde $\varepsilon_t \sim RB(0, \Sigma_\varepsilon)$

Determinemos en primer lugar el número de parámetros estimar:

- $\frac{N(N+1)}{2}$ parámetros a estimar en Σ_ε ,
- N^2p parámetros a estimar en Φ .

En total, se tiene entonces $N^2p + \frac{N(N+1)}{2}$ parámetros a estimar para un VAR(p).

En la descomposición de la escritura de un VAR(p), la j-ésima ecuación del VAR(p) se escribe:

$$\underline{X}_j = \begin{pmatrix} X_{j1} \\ X_{j2} \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ X_{jT} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X'_0 & \cdots & X'_{1-p} \\ X'_1 & \cdots & X'_{2-p} \\ \vdots & & \vdots \\ X'_{t-1} & \cdots & X'_{t-p} \\ \vdots & & \vdots \\ X'_{T-1} & \cdots & X'_{T-p} \end{pmatrix} \quad (3.35)$$

O todavía:

$$\underline{X}_j = \underline{X}\Psi_j + \varepsilon_j \quad (3.36)$$

Donde:

$$\underline{X} = \begin{pmatrix} X'_0 & \cdots & X'_{1-p} \\ X'_1 & \cdots & X'_{2-p} \\ \vdots & & \vdots \\ X'_{t-1} & \cdots & X'_{t-p} \\ \vdots & & \vdots \\ X'_{T-1} & \cdots & X'_{T-p} \end{pmatrix} \quad (3.37)$$

Y:

$$\varepsilon_j = \begin{pmatrix} \varepsilon_{j1} \\ \varepsilon_{j2} \\ \vdots \\ \varepsilon_{jT} \end{pmatrix} \quad (3.38)$$

La variable \underline{X}_j contiene T observaciones. La matriz \underline{X} es de formato (T, Np) . Sea una línea X_t de esta matriz:

$$X'_t = (X_{1t-1} X_{2t-1} \cdots X_{Nt-1} X_{1t-2} \cdots X_{Nt-2} \cdots X_{1t-p} \cdots X_{Nt-p}) \quad (3.39)$$

El modelo es un proceso VAR(p) de N componentes indicados para el tiempo t . Ψ_j tiene una dimensión $(Np, 1)$. Se tiene:

$$\Psi_j = \begin{pmatrix} \Phi_{1j}^1 \\ \Phi_{1j}^2 \\ \vdots \\ \Phi_{1j}^N \\ \Phi_{2j}^1 \\ \vdots \\ \Phi_{pj}^N \end{pmatrix}; \varepsilon_j = \begin{pmatrix} \varepsilon_{j1} \\ \varepsilon_{j2} \\ \vdots \\ \varepsilon_{jT} \end{pmatrix} \quad (3.40)$$

La matriz \underline{X} no depende de j :

$$\underline{X}_j = \underline{X}\Psi_j + \varepsilon_j \quad (3.41)$$

Ordenamos las N ecuaciones para encontrar el VAR:

$$\begin{pmatrix} \underline{X}_1 \\ \underline{X}_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \underline{X}_N \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_{11} \\ X_{12} \\ \vdots \\ X_{1T} \\ X_{21} \\ \vdots \\ X_{NT} \underline{X}_N \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \underline{X} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \underline{X} & & \\ & & \ddots & \\ & & & \underline{X} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Psi_1 \\ \Psi_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \Psi_N \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{11} \\ \varepsilon_{12} \\ \vdots \\ \varepsilon_{1T} \\ \varepsilon_{21} \\ \vdots \\ \varepsilon_{NT} \end{pmatrix} \quad (3.42)$$

Se busca estimar $(\Psi_1 \Psi_2 \cdots \Psi_N)'$. La matriz de varianza-covarianza de los errores se hace un poco más complicada y se escribe:

$$\begin{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_{11} & 0 \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \\ 0 & & \sigma_{11} \end{pmatrix} & \begin{pmatrix} \sigma_{12} & 0 \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \\ 0 & & \sigma_{12} \end{pmatrix} & \cdots \\ \begin{pmatrix} \sigma_{21} & 0 \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \\ 0 & & \sigma_{21} \end{pmatrix} & \begin{pmatrix} \sigma_{22} & 0 \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \\ 0 & & \sigma_{22} \end{pmatrix} & \cdots \\ & & \ddots & \\ & & \begin{pmatrix} \sigma_{NN} & 0 \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \\ 0 & & \sigma_{NN} \end{pmatrix} & \end{pmatrix} \quad (3.43)$$

La observación de esta matriz indica la presencia de heterocedasticidad (no hay, en efecto, ninguna razón para que $\sigma_{11} = \sigma_{22} = \cdots = \sigma_{NN}$) y de autocorrelación. Se plantea en consecuencia un problema para la aplicación de los MCO.

Se puede reescribir la matriz de varianza covarianza como:

$$V[\varepsilon] = \Sigma_\varepsilon \otimes I = \Omega \quad (3.44)$$

Donde $\Sigma_\varepsilon = \sigma_{ij}$ y \otimes representa el producto de Kronecker.

ESTIMACIÓN POR EL MÉTODO DE MÁXIMA VEROSIMILITUD

Consideramos un proceso VAR(p):

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.45)$$

Donde ε_t es un ruido blanco de matriz de varianza covarianza Σ_ε .

Se escribe la verosimilitud condicionalmente a todos los valores pasados del proceso:

$$L(X_1 \dots X_T) = \prod_{t=1}^T L(X_t | \underline{X_{t-1}}) \quad (3.46)$$

Donde $\underline{X_{t-1}}$ representa todo el pasado de X_t hasta el tiempo $(t - 1)$. La verosimilitud entonces se escribe:

$$L(X_1 \dots X_T) = \prod_{t=1}^T \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^N \sqrt{\det \Sigma_\varepsilon}} \times \exp\left[-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (X_t - \Phi_1 X_{t-1} - \dots - \Phi_p X_{t-p})' \Sigma_\varepsilon^{-1} (X_t - \Phi_1 X_{t-1} - \dots - \Phi_p X_{t-p})\right] \quad (3.47)$$

De donde se deduce la ecuación de la log-verosimilitud:

$$\text{Log}L(X_1, \dots, X_T) = -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{T}{2} \log \det \Sigma_\varepsilon - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t' \Sigma_\varepsilon^{-1} \varepsilon_t \quad (3.48)$$

Maximizamos esta expresión con el fin de obtener las estimaciones de Φ_1, \dots, Φ_p y de Σ_ε .

3.2.6. VALIDACIÓN: TESTS DE ESPECIFICACIÓN, CRITERIOS DE INFORMACIÓN

Con el fin de determinar el orden p del proceso VAR, se puede igualmente utilizar los criterios de información. Así, se estima un cierto número de modelos VAR para un orden p , partiendo de 0 hasta h , cuando h es el retardo máximo. Tenemos el retraso p que minimiza los criterios AIC, BIC y Hannan-Quinn (HQ) definidos como:

$$AIC = \log \det \hat{\Sigma}_\varepsilon + \frac{2N^2p}{T} \quad (3.49)$$

$$BIC = \log \det \hat{\Sigma}_\varepsilon + N^2p \frac{\text{Log} T}{T} \quad (3.50)$$

$$HQ = \log \det \hat{\Sigma}_\varepsilon + N^2p \frac{2\text{Log}(\text{Log} T)}{T} \quad (3.51)$$

Donde N es el número de variables del sistema, T es el número de observaciones y $\hat{\Sigma}_\varepsilon$ es un estimador de la matriz de varianza covarianza de los residuos.

El criterio de AIC sobreestima el verdadero valor de p asintóticamente, mientras que los BIC y HQ son asintóticamente consistentes, si es que el $p < p_{max}$.

Si los datos son mensuales, $p_{max} = \left(12\left(\frac{T}{12}\right)^{\frac{1}{4}}\right)$, si son trimestrales:

$$p_{max} = \left(4\left(\frac{T}{4}\right)^{\frac{1}{4}}\right)$$

3.2.7. PREVISIÓN DE LOS PROCESOS VAR

Consideramos un proceso VAR(p):

$$X_t = \hat{\Phi}_1 X_{t-1} + \dots + \hat{\Phi}_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.52)$$

Suponemos que se ha elegido p retardos, que los Φ_i han sido estimados y que la matriz de varianza covarianza asociada a ε_t ha sido estimada.

Con el fin de realizar previsiones, es necesario verificar que el modelo está bien

representado es su forma canónica. Para eso, calculamos el determinante del polinomio $\Phi(L)$ y miramos si las raíces están por fuera del disco unidad. Si ese es el caso, entonces la previsión en $(T + 1)$ del proceso es:

$$E[X_{T+1} | \underline{X}_T] = \hat{\Phi}_1 X_T + \dots + \hat{\Phi}_p X_{T-p+1} \quad (3.53)$$

Donde \underline{X}_T representa el pasado de X hasta el tiempo T .

3.2.8. REPRESENTACIÓN VMA DE UN PROCESO VAR

Se ha visto que un VAR en representación canónica, está dada por:

$$\Phi(L)X_t = \varepsilon_t \quad (3.54)$$

Donde ε_t es un ruido blanco, entonces se tiene:

$$X_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.55)$$

En este caso, según el teorema de Wold, este proceso puede ser escrito sobre la forma de un proceso VMA infinito:

$$X_t = \sum_{j=0}^{\infty} \Theta_j \varepsilon_{t-j} = \Theta(L)\varepsilon_t \quad (3.56)$$

La ecuación anterior se obtiene de invertir la representación autorregresiva y expresa las variables endógenas como una combinación lineal de choques. Donde:

$$\Theta(L) = \sum_{j \geq 0} \Theta_j L^j, \quad \Theta_0 = I \quad (3.57)$$

De esta forma, ε_t representa el vector de las innovaciones canónicas del proceso. Las innovaciones canónicas representan la parte más pequeña no previsible de cada una de las variables que componen el sistema VAR.

Esta representación VMA es muy útil en términos del análisis de impulso-respuesta. En efecto, las innovaciones canónicas se pueden interpretar como los choques cuya propagación está caracterizada por la dinámica del VAR o de manera equivalente por los multiplicadores dinámicos $\Theta_j, j \geq 0$. Es a través de las matrices que se refleja un choques durante el proceso. Caracterizamos las respuestas de las diferentes series $X_{it}(i = 1, \dots, N)$ a las diferentes innovaciones $\varepsilon_{js} (s \leq t)$ a partir de los multiplicadores dinámicos:

$$\Theta_{ij,t-s} = \frac{\partial X_{it}}{\partial \varepsilon_{js}} \quad (3.58)$$

Así, el multiplicador $\Theta_{ij,t-h}$ representa el efecto del choque j sobre la variable i, h períodos después al choque.

3.3. HERRAMIENTAS DE LOS VAR

Una de las bondades de este tipo de modelos es la posibilidad del uso de herramientas para el análisis de las relaciones de las variables de interés. Para este propósito, se presenta a continuación las siguientes:

1. Causalidad de Granger
2. Análisis de impulso-respuesta
3. Descomposición de varianza

3.3.1. CAUSALIDAD DE GRANGER

El test de causalidad de Granger es una importante contribución, puesto que nos ayuda a determinar si de acuerdo a los datos, existe una variable cuyos cambios anteceden a los cambios en otra variable, es decir, si existe retroalimentación entre ellas. En este sentido, dicha prueba indica el grado de significancia relativa a la precedencia estadística entre dos series temporales. Sin embargo,

esta no revela una relación causal en sentido estricto sino que indica causalidad en términos de precedencia entre dos series. Se dice que una variable X causa a la Granger a la variable Y si y solo si las variables rezagadas de X tienen un contenido predictivo para proyectar Y . Más formalmente, tenemos la definición siguiente.

DEFINICIÓN 3. Causalidad en el sentido de Granger

- X causa Y en el tiempo t si:

$$E[Y_t | \underline{Y}_{t-1}, \underline{X}_{t-1}] \neq E[Y_t | \underline{Y}_{t-1}]$$

- X causa instantáneamente Y en el tiempo t si:

$$E[Y_t | \underline{Y}_{t-1}, X_t] \neq E[Y_t | \underline{Y}_{t-1}, X_{t-1}]$$

- X no causa Y en el tiempo t si:

$$\forall \varepsilon [Y_t | \underline{Y}_{t-1}, X_{t-1}] = \forall \varepsilon [Y_t | \underline{Y}_{t-1}]$$

Donde $\forall \varepsilon$ representa la matriz de varianza covarianza del error de previsión, $\underline{X}_t = \{X_{t-i}, i \geq 0\}$, $\underline{X}_{t-1} = \{X_{t-i}, i \geq 1\}$ y $\underline{Y}_{t-1} = \{Y_{t-i}, i \geq 1\}$

Para probar estadísticamente la causalidad en el sentido de Granger, se utiliza pruebas estadísticas F sobre los coeficientes de un modelo VAR(p). Por ejemplo en el siguiente modelo,

$$\begin{pmatrix} x_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11}^1 & \phi_{12}^1 \\ \phi_{21}^1 & \phi_{22}^1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \phi_{11}^p & \phi_{12}^p \\ \phi_{21}^p & \phi_{22}^p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} v_{1,t} \\ v_{i2,t} \end{pmatrix} \quad (3.59)$$

La inflación no causa en el sentido de Granger al producto si, $\phi_{12}^j = 0$, para todo j . Esto significa que la inflación no es informativa para la brecha producto.

La identificación de las causalidades que relacionan a las variables permite determinar su grado de endogeneidad (o exogeneidad) e iniciar el análisis de impulso-respuesta³.

³Hernández [40] (1987)

CAUSALIDAD INSTANTÁNEA

Algunas veces el término de causalidad instantánea es usado en los análisis económicos. Diremos que existe causalidad instantánea entre z_t y x_t siempre y cuando estén correlacionados. La causalidad instantánea se presenta en la práctica con frecuencia, para analizar la causalidad instantánea basta observar la matriz de correlaciones de los residuos.

Nótese que la causalidad se prueba entre series transformadas, por lo que debe cuidarse que la transformación que se haya empleado admita inverso y que, de preferencia, el grado de diferenciación sea el mismo para todas las series, ya que así la causalidad de la serie transformada se conserva para la serie no transformada (Guerrero [37], 1987).

INTERPRETACIÓN Y CRÍTICAS DE LA CAUSALIDAD INSTANTÁNEA Y LA CAUSALIDAD DE GRANGER⁴

- El término de causalidad nos indica las relaciones de causa efecto entre dos conjuntos de variables.
- La causalidad instantánea es difícil de interpretar ya que solo nos indica la correlación no nula entre dos conjuntos de variables que no necesariamente se debe a una relación causa efecto.
- El sentido de causalidad está relacionado con la causalidad de Granger, pero con esto es difícil interpretar la causalidad de la variación de una variable con respecto a otra.
- La ausencia de relación causal de Granger de un grupo de variables no puede ser interpretada como ausencia de relación causa efecto.
- Un problema de la interpretación de la causalidad de Granger es que se tiene información restringida del pasado y se carece de la información del universo.

⁴Maldonado [49] (2010)

- Existe diferencia en el resultado de causalidad cuando se usa un conjunto de información de datos mensuales, trimestrales o anuales, por ejemplo si usamos un sistema trimestral y no se halla causalidad, esto no quiere decir que no exista causalidad mensual, puede existir causalidad mensual aunque no exista causalidad trimestral.
- Al no incluir una variable de interés en el sistema, puede cambiar su estructura.

3.3.2. FUNCIÓN DE IMPULSO-RESPUESTA

Una vez conocido el orden de exogeneidad de las variables y los errores estimados en cada regresión de mínimos cuadrados se procede a simular cada impulso para conocer la respuesta del modelo en cada variable. La función de impulso-respuesta nos permite saber el comportamiento de los valores actuales y futuros de las variables endógenas ante un choque de una innovación, lo que le hace muy útil en las aplicaciones empíricas. Un choque sobre la i -ésima variable puede afectar directamente a la misma, pero también se transmite al conjunto de las variables restantes a través de la estructura dinámica de los VAR. En efecto, esta herramienta nos permite observar cómo reacciona el sistema ante a un aumento de una unidad en el valor actual de uno de los errores en el supuesto de que este error vuelve a cero en períodos posteriores y que todos los demás errores son iguales a cero. El experimento mental implícito de cambiar un error mientras se mantiene a las otras variables constantes tiene más sentido cuando los errores no están correlacionados a través de ecuaciones, por lo que los impulsos-respuesta son normalmente calculados para VAR recursivos y estructurales.

Así, consideremos dos estimaciones diferentes de nuestro proceso el VAR X_t en $t+T$ (siendo, X_{t+T}). Supongamos que la primera estimación experimenta un solo choque que interviene en t , con duración entre t y $t+T$. La segunda estimación supone que el sistema no sufre el choque entre t y $t+T$. La función de impulso-

respuesta entonces se define como la diferencia entre estas dos estimaciones que son idénticas hasta $t - 1$.

3.3.3. DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PRONÓSTICO

La descomposición de varianza es un análisis complementario a la función de impulso-respuesta y muestra en distintos horizontes de tiempo el porcentaje de volatilidad que registra una variable por los choques de las demás variables, es decir, indica la contribución marginal de cada choque a la varianza total de la serie endógena.

DEFINICIÓN 4. La descomposición de la varianza del error de pronóstico de una variable en una secuencia temporal es aquella que permite saber en cada momento del tiempo qué proporción de esa varianza es debida a sus propias innovaciones y qué proporción es debida a las innovaciones de otras variables (Zuccardi [72], 2002).

El examen de estas descomposiciones de varianza permite observar niveles de exogeneidad de las variables en estudio ya que, mientras más exógena sea una variable, una mayor proporción de la varianza de su pronóstico será atribuible a innovaciones en ella misma, para diferentes horizontes (h) en consideración (Guerrero [37], 1987).

3.4. VAR ESTRUCTURAL

Los SVAR son una variación de los modelos autorregresivos que utilizan teoría económica para ordenar la relación contemporánea entre las variables y requieren de supuestos de identificación que permitan que las correlaciones de las variables sean interpretadas casualmente; estos supuestos de identificación pueden involucrar a todo el VAR o a un conjunto de ecuaciones. (Banco de

Guatemala[3], 2002).

La principal diferencia con los VAR clásicos consiste en que al análisis de impulso-respuesta y a la descomposición de varianza de los SVAR se les puede dar una interpretación de carácter económico. Además, en los VAR estructurales se puede validar de manera empírica las contribuciones de la teoría económica.

Se ha visto que un proceso VAR en representación canónica se puede escribir de la forma de un $VMA(\infty)$. Otra representación útil derivada del VAR canónico es el proceso VAR estructural.

Sea w_t el vector de los choques estructurales. Se trata de choques interpretables económicamente. Suponemos así que la economía está representada por un vector de series observables $X_t = (X_{1t}, \dots, X_{NT})'$ a cada tiempo t , resulta de la combinación dinámica de N choques estructurales pasados (w_{1s}, \dots, w_{Ns}) , $s \leq t$.

La representación VAR estructural se deduce de la representación VAR canónica suponiendo que el vector de las innovaciones canónicas ε_t es una combinación lineal de las innovaciones estructurales w_t en el mismo instante tiempo:

$$\varepsilon_t = Pw_t \tag{3.60}$$

donde P es una matriz de paso (invertible y de dimensión $N \times N$) que debe ser estimada.

Si partimos de la representación canónica:

$$X_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{3.61}$$

y que se multiplica previamente los dos miembros por la matriz \hat{P}^{-1} (\hat{P} es un estimador P):

$$\hat{P}^{-1} X_t = \hat{P}^{-1} \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + \hat{P}^{-1} \varepsilon_t \tag{3.62}$$

entonces:

$$X_t = X_t - \hat{P}^{-1}X_t + \sum_{i=1}^p \hat{P}^{-1}\Phi_i X_{t-i} + \hat{P}^{-1}\varepsilon_t \quad (3.63)$$

De donde se deduce la expresión del proceso VAR estructural:

$$X_t = \sum_{i=0}^p \Psi_i X_{t-i} + w_t \quad (3.64)$$

con $w_t = \hat{P}^{-1}\varepsilon_t$, $\Psi_0 = I - \hat{P}^{-1}$ y $\Psi_i = \hat{P}^{-1}\Phi_i$ para $1 \leq i \leq p$.

Se constata que la estimación del modelo VAR estructural es posible cuando se calcula la matriz P . Asimismo, inmediatamente se puede realizar la identificación de los choques, ya que de esta forma se pueden pasar los choques estimados a los choques estructurales (interpretables económicamente) por:

$$\hat{w}_t = \hat{P}^{-1}\hat{\varepsilon}_t \quad (3.65)$$

Si los choques han sido identificados correctamente y si sus efectos son significativos y en concordancia con la teoría, entonces el análisis de impulso-respuesta permite medir y anticipar los efectos de una política económica.

3.4.1. ORTOGONALIZACIÓN DE LOS CHOQUES

EJEMPLO INTRODUCTORIO

Consideremos por ejemplo el proceso $VAR(1)$:

$$\begin{cases} IP_t = a_{11}IP_{t-1} + a_{12}M_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ Mt = a_{21}IP_{t-1} + a_{22}M_{t-1} + \varepsilon_{2t} \end{cases} \quad (3.66)$$

donde IP representa la producción industrial y M la oferta monetaria. Podemos ver que un choque sobre ε_1 afectará inmediatamente el valor presente de IP . Sin embargo, también afectará a los valores futuros de IP y M ya que los valores pasados de IP intervienen en ambas ecuaciones.

Si las innovaciones ε_1 y ε_2 no están correlacionadas, la interpretación de la función de impulso-respuesta es muy simple. En efecto, ε_{1t} es la innovación de IP y ε_{2t} es la innovación de M . La función de impulso-respuesta para ε_{2t} mide el efecto de un choque monetario sobre los valores presentes y pasados de la producción industrial y de la oferta monetaria.

Sin embargo, en la práctica las innovaciones generalmente están correlacionadas. Estas tienen un componente común que no puede estar asociado a una variable específica. Un método un poco arbitrario pero frecuentemente utilizado consiste en atribuir la totalidad del efecto del componente común a la primer variable que interviene en el sistema VAR (aquí es IP). En el ejemplo anterior, la componente común de ε_{1t} y ε_{2t} se atribuye totalmente a ε_{1t} porque ε_{1t} precede a ε_{2t} . ε_{1t} es entonces la innovación de IP y ε_{2t} (la innovación de M) se transforma de manera que se pueda eliminar el componente común.

De manera más técnica, los errores se pueden ortogonalizar utilizando la composición de Cholesky: la matriz de varianza covarianza de las innovaciones resultante es diagonal. Notemos que la descomposición de Cholesky es ampliamente utilizada. Sin embargo, es arbitraria al momento de suponer los efectos comunes.

POSICIÓN DEL PROBLEMA

Con el fin de interpretar un análisis de impulso-respuesta, es necesario que los choques (es decir, las innovaciones canónicas) no estén correlacionados entre ellos. Si ese no es el caso, entonces el análisis de la propagación de los choques se vuelve delicado, incluso imposible. Se hace necesario ortogonalizar los choques con la ayuda de una transformación lineal. En efecto, multiplicando el vector de las innovaciones canónicas por una matriz P previamente definida, obtenemos innovaciones interpretables porque no están correlacionadas instantáneamente.

Podemos tener diversas matrices P . Algunas no hacen referencia a ninguna teoría económica. Este es el caso de la matriz derivada de la descomposición

de Cholesky. Aunque esta técnica es frecuentemente utilizada, los resultados obtenidos dependen fuertemente del orden en el cual se colocan las series, ya que la matriz obtenida es una triangular inferior. Además, el inconveniente de este procedimiento es que no se puede deducir una interpretación económica de las funciones de impulso respuesta obtenidas ya que el orden establecido de las variables se justifica sólo por métodos puramente estadísticos.

El enfoque de los modelos SVAR responden a esta crítica permitiendo identificar los choques interpretables económicamente, ya que las matrices utilizadas explícitamente hacen referencia a la teoría económica. Así, desde los trabajos de Shapiro y Watson [61] (1988) y Blanchard y Quah [7] (1989), se escoje la matriz P de ortogonalización para poder interpretar económicamente los choques transformados como los de oferta, de demanda, de política monetaria o fiscal, etc., y se conoce a priori sus efectos económicos. Hablamos entonces de la identificación de los choques para la introducción de las restricciones de identificación estructurales deducidos de la teoría económica.

3.4.2. MÉTODOS DE IDENTIFICACIÓN DE LOS CHOQUES

La matriz de paso P está comprendida por N^2 parámetros desconocidos. En general, para facilitar la identificación de estos parámetros suponemos que:

$$V(w_t) = I \quad (3.67)$$

Esto significa que los diferentes choques estructurales (a un mismo tiempo) no están correlacionados entre ellos y tienen una varianza unitaria.

Sea Σ_ε la matriz de varianza covarianza de las innovaciones canónicas ε_t . Entonces se tiene:

$$V(\varepsilon_t) = \hat{P}^{-1}V(w_t)\hat{P}^{-1'} = PP' = \Sigma_\varepsilon \quad (3.68)$$

Como la matriz Σ_ε es simétrica, se impone con la hipótesis (3.67) $\frac{N(N+1)}{2}$ restricciones sobre los elementos de la matriz P , las mismas que se conocen como

restricciones de ortogonalización. De esta forma, para identificar los N^2 elementos de la matriz P , falta imponer $\frac{N(N-1)}{2}$ restricciones adicionales para estimar el VAR estructural. Estas restricciones son conocidas como de identificación estructural.

LA DESCOMPOSICIÓN DE CHOLESKY

Este método fue recomendado por Sims [62] (1980). Se trata de un método estadístico para imponer las $\frac{N(N-1)}{2}$ restricciones suplementarias. Para imponerlas, Sims propone utilizar como matriz de paso P la descomposición de Cholesky de la matriz de varianza covarianza de las innovaciones canónicas. La descomposición de Cholesky abastece la matriz única triangular inferior P tal que $PP' = \Sigma_\varepsilon$.

Este método requiere como a priori sólo la elección del orden de las series. Estas deben estar ordenadas desde las más exógenas a las más endógenas. La matriz P correspondiente a la descomposición de Cholesky entonces se define de manera única para un orden dado de los componentes del VAR.

Tomemos el ejemplo del VAR de dimensión 2 con $X_t = (X_{1t}, X_{2t})$ para ilustrar esto de una mejor manera. En representación canónica, este proceso se escribe:

$$\begin{pmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (3.69)$$

Escribamos ahora la representación del VAR estructural. P es la matriz de paso creada a partir de la descomposición de Cholesky de Σ_ε tal que $\varepsilon_t = Pw_t$, tenemos pues:

$$\begin{pmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} P_{11} & 0 \\ P_{21} & P_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} w_{1t} \\ w_{2t} \end{pmatrix} \quad (3.70)$$

Así, la segunda innovación estructural no tiene ningún impacto sobre la primera. Esta elección se justifica por el hecho de que las series son influidas por un número creciente de variables contemporáneas que son cada vez más endóge-

nas.

Este método de ortogonalización ha sido cuestionado por los conocedores del enfoque VAR estructural para los cuales las restricciones de identificación deben derivarse de la teoría económica. En este caso, las $\frac{N(N-1)}{2}$ restricciones adicionales de identificación se refieren a los efectos de corto y largo plazo de los choques estructurales sobre los diferentes componentes del sistema.

Uno de los problemas de este tipo de descomposición es que la identificación de los errores responde más a criterios mecánicos que teóricos dificultando su interpretación económica (Enders [23] (1995) y Pedroni [55] 2004). Asimismo los resultados del sistema serán sensibles al ordenamiento de las variables.

En resumen, la descomposición de Cholesky permite identificar un VAR estándar imponiendo la restricción de que una de las variables endógenas no tiene efectos contemporáneos sobre la otra, solucionando el problema de subidentificación.

LAS RESTRICCIONES DE CORTO PLAZO

Cuando la dinámica es estacionaria (el VAR en nivel), las restricciones impuestas son las de corto plazo. Estas experimentan la ausencia de respuesta instantánea de ciertas series a algunos impulsos estructurales. Desde un punto de vista práctico, las restricciones de corto plazo simplemente se traducen por la nulidad de un cierto número de coeficientes en la matriz P .

Para verlo, basta con escribir el proceso el VAR bajo la forma de media móvil estructural. Se ha explicado que la representación VMA canónica está dada por:

$$x_t = \sum_{j=0}^{\infty} \Theta_j \varepsilon_{t-j} = \Theta(L) \varepsilon_t \quad (3.71)$$

Se puede escribir de nuevo introduciendo la matriz de paso P :

$$X_t = \sum_{j=0}^{\infty} \Theta_j P P^{-1} \varepsilon_{t-j} \quad (3.72)$$

Teniendo finalmente la forma VMA estructural:

$$X_t = \sum_{j=0}^{\infty} \Omega_j w_{t-j} \quad (3.73)$$

con $w_t = P^{-1}\varepsilon_t$ y $\Omega_j = \Theta_j P \quad \forall j$.

Ω_j representa la matriz de los multiplicadores dinámicos estructurales:

$$\Omega_{ij,t-s} = \frac{\partial X_{it}}{\partial w_{js}} \quad (3.74)$$

De esta manera, el multiplicador $\Omega_{ij,h}$ representa el efecto de la perturbación estructural j sobre la variable i , h períodos después de la misma.

Tomando la escritura VMA estructural, se constata que las respuestas instantáneas están dadas por:

$$\frac{\partial X_{it}}{\partial w_{js}} = \Omega_{ij,0} = P_{ij} \quad (3.75)$$

Puesto que:

$$\Omega_{ij,0} = \Theta_{ij,0} P \quad (3.76)$$

y:

$$\Theta_{ij,0} = I \quad (3.77)$$

Las respuestas instantáneas a los choques están dadas por los elementos de la matriz P . Las restricciones de identificación de corto plazo se traducen entonces por la nulidad de ciertos elementos de esta matriz.

LAS RESTRICCIONES DE LARGO PLAZO

Cuando la dinámica del VAR no es estacionaria (VAR en diferencia), se pueden introducir las restricciones de largo plazo. Estas restricciones se basan en el hecho de que ciertos impulsos estructurales no tienen efecto de largo plazo sobre ciertos componentes del sistema.

Los efectos de largo plazo están caracterizados por los multiplicadores dinámicos de largo plazo definidos a partir de la escritura VMA (o descomposición de Wold) por el VAR estructural en primera diferencia:

$$\Delta X_t = \sum_{h=0}^{\infty} \Omega_h w_{t-h} \quad (3.78)$$

Se tiene además:

$$X_{it} = \sum_{h=0}^{t-1} \Delta X_{it-h} + X_{i0} \quad (3.79)$$

La respuesta de X_{it} al choque w_{js} , siendo $\frac{\partial x_{it}}{\partial w_{js}}$ igual a la acumulación de las respuestas de las primeras diferencias $\frac{\Delta \partial x_{it-h}}{\partial w_{js}}$, $h \leq t-s$, al mismo choque. Como $\frac{\Delta \partial x_{it-h}}{\partial w_{js}} = \Omega_{ij,h}$, la respuesta de X_{it} al choque w_{js} es entonces igual a $\sum_{h=0}^{t-s} \Omega_{ij,h}$.

La respuesta de largo plazo $\Omega_{ij}(1)$, se obtiene entonces cuando t tiende al infinito:

$$\Omega_{ij}(1) = \lim_{t \rightarrow \infty} \sum_{h=0}^{t-s} \Omega_{ij,h} \quad (3.80)$$

Esta última expresión se conoce como el multiplicador dinámico de largo plazo.

Es importante notar que un efecto de largo plazo de un impulso w_j sobre una serie X_i es también un efecto persistente, es decir, un efecto sobre el componente permanente de la serie, tal que está definida a partir de una descomposición de tendencia-ciclo.

Una restricción de largo plazo expresa la ausencia de respuesta en el largo plazo de un componente X_i , a un impulso W_j y se traduce por la nulidad del multiplicador dinámico de largo plazo $\Omega_{ij}(1)$ correspondiente. $\Omega_{ij}(1) = 0$ presenta una restricción lineal sobre los elementos de la matriz P ya que $\Omega(1) = \Theta(1)P$. La restricción de largo plazo se escribe de la siguiente manera:

$$\Omega_{ij}(1) = (\Theta(1)P)_{ij} = 0 \quad (3.81)$$

Lo que es equivalente a:

$$\sum_{k=1}^N \Theta_{ik}(1)P_{kj} = 0 \quad (3.82)$$

3.4.3. DESCOMPOSICIÓN DE BLANCHARD Y QUAH

Se sigue la metodología del modelo VAR tradicional, empleando análisis de impulso-respuesta y descomposición de varianza. Se trata de colocar restricciones a los multiplicadores de largo plazo de los choques estructurales. Este enfoque es muy útil, dado que la teoría económica provee las propiedades de largo plazo de las variables. Este tipo de descomposición no impone restricciones contemporáneas, lo que permite que los datos determinen las propiedades dinámicas de corto plazo del modelo.

Por ejemplo, dicho modelo estructural tiene dos variables endógenas con solución de largo plazo: el PIB real (y) y el IPC (p).

$$y = f(w^s) \quad (3.83)$$

$$p = f(w^s, w^d) \quad (3.84)$$

Se asume que el vector de innovaciones $w = (w^s, w^d)$ golpea a la economía, siendo w^s un choque de oferta y w^d un choque de demanda. Mientras los choques de oferta afectan permanentemente a los precios y a la producción, los choques demanda no tienen efectos de largo plazo sobre el producto, ya que son transitorios con respecto a las variables reales. Se identifica el proceso de inflación subyacente como la parte del incremento en el IPC que no tiene efectos en el largo plazo sobre el producto, es decir, los movimientos en los precios que están determinados únicamente por los cambios en la curva de demanda agregada (inflación de demanda).

Se asume que un vector Δx (diferenciado) sigue un proceso estacionario de la forma:

$$\Delta x_t = \Theta(L)\varepsilon_t \quad (3.85)$$

$\Delta x = [\Delta y, \Delta p]'$, donde y es el logaritmo del Producto Interno Bruto (PIB) y p el logaritmo de los precios (IPC), respectivamente. $\Theta(L)$ es el retardo polinomial, las θ son las matrices de los coeficientes en los rezagos respectivos de los errores no correlacionados ε , donde $E(\varepsilon\varepsilon') = \Sigma$. La primera matriz de coeficientes Θ_0 , se normaliza para identificar la matriz I .

Una forma reducida y una representación normalizada de media móvil del proceso está dada por:

$$\Delta x_t = \Omega(L)w_t \quad (3.86)$$

con $E(ww') = I$.

Solo las ε pueden ser directamente estimadas por los VAR, mientras que las w deben calcularse a través de su representación de media móvil 3.85. Como $\Theta_0 = I$, se tiene una relación lineal entre $\Theta(L)$ y $\Omega(L)$, se puede escribir:

$$\varepsilon_t = \Omega_0 w_t \quad (3.87)$$

El problema es encontrar Ω_0 introduciendo $k \times k$ restricciones, donde k es el número de variables en el modelo y además la dimensión es $k \times k$ para Ω_0 . De $ww' = I$ y $\varepsilon\varepsilon' = \Sigma$, tenemos con 3.87:

$$\Sigma = \Omega_0 \Omega_0' \quad (3.88)$$

Se tienen $\frac{k(k+1)}{2}$ restricciones no lineales, para el resto de restricciones $\frac{k(k-1)}{2}$ se añaden propiedades de neutralidad de largo plazo para ciertos errores de las variables. Si se evalúan las matrices polinomiales en $L = 1$, donde la matriz $\Omega(1) = \Omega_0 + \Omega_1 + \Omega_2 + \Omega_3 \dots$, se obtienen los impactos de largo plazo de los errores en el vector Δx , y específicamente,

$$\Delta^* x = \begin{pmatrix} \Delta^* y \\ \Delta^* p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Omega_{11}(1) & 0 \\ \Omega_{21}(1) & \Omega_{22}(1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} w_s \\ w_d \end{pmatrix} \quad (3.89)$$

Donde $\Delta^* x = \lim_{t \rightarrow +\infty} x_t - x_{t^*}$

Como $\Omega(1)$ es una matriz triangular inferior, se puede usar esto para calcular Ω_0 . Igualando 3.85 y 3.86 a su valor de largo plazo tenemos:

$$\Theta(1)\varepsilon_t = \Omega(1)w_t \quad (3.90)$$

Con $ww' = I$ y $\varepsilon\varepsilon' = \Sigma$, la matriz $\Omega(1)$ se obtiene de una descomposición de Cholesky:

$$\Theta(1)\Sigma\Theta(1)' = \Omega(1)\Omega(1)' \quad (3.91)$$

De los valores de $\Theta(1)$, calculados a partir de los parámetros estimados del modelo VAR y de la matriz de varianza-covarianza Σ , se estima el factor $\Omega(1)$ y de donde:

$$\Omega_0 = \Theta(1)^{-1}\Omega(1) \quad (3.92)$$

La matriz Ω_0 se puede usar en $\varepsilon_t = \Omega_0 w_t$ para calcular el impacto de los choques estructurales sobre los elementos de Δx (impulso respuesta ortogonal).

Para el análisis empírico partimos de un vector autorregresivo (VAR) del modelo de la forma:

$$A(L)\Delta x_t = \varepsilon_t \quad (3.93)$$

De $A(L)$ podemos estimar los coeficientes de largo plazo de $A(1)$, sabiendo que $A(1)' = \Theta(1)$. En consecuencia se tiene Ω_0 de 3.91 y 3.92 para calcular los respectivos impulsos respuestas y la descomposición de varianza de las perturbaciones estructurales.

La inflación subyacente π^c está definida como el componente de la inflación que no tiene efectos permanentes en la producción. Así, se calcula la inflación subyacente sobre la ausencia de las perturbaciones estructurales de oferta. Dichas perturbaciones w_t se calculan a partir de los errores estimados ε_t a través de la relación $w_t = \Omega_0^{-1}\varepsilon_t$.

Conociendo w_t se pueden calcular las predicciones eliminando el elemento de oferta del vector de perturbaciones, es decir, se fija $w_t^s = [0, w_{D,t}]'$. Entonces los errores ε_t^s se utilizarán para las previsiones de la inflación subyacente con los

modelos VAR estimados, que podrán ser calculados mediante $\varepsilon_t^s = \Omega(0)w_t^s$.

MODELO CON UN CHOQUE MONETARIO ADICIONAL

En el modelo a estimar se asume que la economía es pequeña y abierta con un tipo de cambio fijo, la misma que es afectada por tres innovaciones estructurales: un choque de oferta, un choque monetario y un choque de demanda. Estas relaciones se aprecian a continuación:

$$y = f(w^s) \quad (3.94)$$

$$i = f(w^s, w^m) \quad (3.95)$$

$$p = f(w^s, w^m, w^d) \quad (3.96)$$

Donde y es el producto real, i la tasa de interés nominal y p representa al IPC.

Los choques no subyacentes w^s están representados por las perturbaciones de oferta (por ejemplo incremento en la capacidad tecnológica), que genera cambios en los precios relativos. Estos choques de oferta tienen un efecto permanente sobre la producción. Asimismo, la inflación subyacente está definida como aquel componente de inflación general que no es afectada por las innovaciones de oferta.

Dentro de los choques subyacentes se tiene a w^m y w^d . El primero representa a las innovaciones monetarias que no tienen un efecto permanente en el producto, sin embargo, si tienen influencia sobre las tasas de interés y la inflación. El segundo tipo de innovaciones subyacentes consiste en un choque de demanda real que afecta a la tasa de inflación en el corto plazo y el nivel de precios en el largo plazo, pero deja a la producción y a la tasa de interés sin cambios en un horizonte infinito.

Entonces se representa al vector Δx en su representación de media móvil con

su expresión de largo plazo acumulada:

$$\Delta^* x = \begin{pmatrix} \Delta^* y \\ \Delta^* i \\ \Delta^* p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Omega_{11}(1) & 0 & 0 \\ \Omega_{21}(1) & \Omega_{22}(1) & 0 \\ \Omega_{31}(1) & \Omega_{32}(1) & \Omega_{33}(1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} w_s \\ w_m \\ w_d \end{pmatrix} \quad (3.97)$$

Donde $\Delta^* x = \lim_{t \rightarrow +\infty} x_t - x_{t^*}$

De esta manera el sistema queda completamente identificado. Una vez que se ha elegido el modelo VAR, es necesaria su verificación a partir de la descomposición de la varianza del error de previsión y del análisis de la función de impulso-respuesta, para que el sistema de identificación pueda considerarse válido.

Se utiliza el método de eliminación de los choques de oferta para calcular la inflación subyacente π^c , que en el sistema trivariado estaría definido como el componente de inflación al que le afectan los choques de demanda y monetarios, pero ninguno de estos tiene efectos de largo plazo en el producto.

Con w_t conocido a partir los errores estimados ε_t (de la relación $w_t = \Omega_0^{-1} \varepsilon_t$), se establece $w_t^{s'} = (0, w_m, w_d)'$. Como antes, se utilizarán los errores $\varepsilon_t^{s'}$ para el pronóstico con el VAR estimado a partir de $w_t^{s'} = \Omega_0 \varepsilon_t^{s'}$.

3.4.4. INTERVALO DE CONFIANZA DE LAS FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA

El análisis económico de las funciones de impulso-respuesta es pertinente sólo si se dispone del grado de precisión de la estimación. Existen métodos analíticos para determinar el intervalo de confianza. Sin embargo, éstos generalmente no se aplican en presencia de restricciones de largo plazo, y con más razón, en los casos donde la identificación se realiza conjuntamente utilizando restricciones de corto y largo plazo. Entonces, es preferible proceder por simulaciones. De este punto de vista, distinguimos dos métodos principales:

1. *El método de Monte Carlo*: Para obtener las trayectorias simuladas, se crean los choques sobre los coeficientes estimados del modelo VAR. Es necesario recalcar que el método de Monte Carlo se basa en la hipótesis de normalidad de los estimadores de los parámetros de la media del modelo VAR, la misma que se verifica asintóticamente, es decir para un tamaño suficiente de la muestra inicial.
2. *Bootstrap*: Permite igualmente obtener trayectorias simuladas. La idea principal del uso de estas técnicas es obtener una estimación de la distribución en muestras pequeñas de los parámetros involucrados en la función de impulso-respuesta y asimetría, sin suponer ningún tipo de distribución sobre los errores del modelo. Este método tiene la ventaja de aplicarse en los casos en los que no existe normalidad en los residuos.

Es importante anotar que la estructura del modelo simulado (en nivel o en diferencia cuando las variables no son estacionarias) puede tener influencia sobre los resultados. Es preferible llevar a cabo simulaciones en variables estacionarias o estacionarizadas para evitar toda divergencia numérica de los valores simulados.

El intervalo de confianza de las funciones de impulso-respuesta se centra sobre su media más o menos una o dos desviaciones estándar. Podemos sin embargo preguntarnos qué indicador de tendencia central mantener. Tenemos en efecto la elección entre:

- La estimación puntual obtenida directamente del VAR canónico o del VAR estructural sobre los datos de base.
- La media empírica de las funciones de impulso-respuesta correspondiente a un conjunto de trayectorias simuladas.

En la mayoría de los casos, ambas técnicas proveen resultados similares. Sin embargo, a menudo se utiliza la media de las simulaciones.

3.5. VAR ESTRUCTURAL Y EL MODELO NEOKEYNESIANO EN ECONOMÍA CERRADA

El modelo de inflación con las demás ecuaciones del sistema se pueden representar de la siguiente manera en un VAR(p) de forma reducida:

$$\pi_t = a_{11}^1 \pi_{t-1} \cdots a_{11}^p + \pi_{t-p} + a_{12}^1 i_{t-1} \cdots a_{12}^p i_{t-p} + a_{13}^1 x_{t-1} \cdots a_{13}^p x_{t-p} + \varepsilon_{1t} \quad (3.98)$$

$$i_t = a_{21}^1 \pi_{t-1} \cdots a_{21}^p + \pi_{t-p} + a_{22}^1 i_{t-1} \cdots a_{22}^p i_{t-p} + a_{23}^1 x_{t-1} \cdots a_{23}^p x_{t-p} + \varepsilon_{2t} \quad (3.99)$$

$$x_t = a_{31}^1 \pi_{t-1} \cdots a_{31}^p + \pi_{t-p} + a_{32}^1 i_{t-1} \cdots a_{32}^p i_{t-p} + a_{33}^1 x_{t-1} \cdots a_{33}^p x_{t-p} + \varepsilon_{3t} \quad (3.100)$$

Donde: π_t representa a la inflación, i_t a la tasa de interés y x_t a la brecha de producto.

La teoría económica permite identificar los determinantes de cada uno de los choques ε_{it} . Estos se asumen como combinaciones lineales de otros choques ortogonales, los estructurales, por ejemplo, choques de costos, η_t , de política monetaria, v_t , y de demanda, g_t , por ejemplo,

$$\varepsilon_{1t} = b_{11}^i \eta_t + b_{12}^i v_t + b_{13}^i g_t \quad (3.101)$$

El impacto de los choques no sólo es contemporáneo sino que persiste por varios períodos. $\frac{\delta \pi_{t+1}}{\delta g_t} = a_{11}^1 b_{13}^i + a_{12}^1 b_{23}^i + a_{13}^1 b_{33}^i$.

$$\pi_t = a_{11}^1 \pi_{t-1} + a_{12}^1 i_{t-1} + a_{13}^1 \mu_{t-1} + b_{11}^i \eta_t + b_{11}^i v_t + b_{12}^i g_t \quad (3.102)$$

$$i_t = a_{21}^1 \pi_{t-1} + a_{22}^1 i_{t-1} + a_{23}^1 \mu_{t-1} + b_{21}^i \eta_t + b_{22}^i v_t + b_{23}^i g_t \quad (3.103)$$

$$x_t = a_{31}^1 \pi_{t-1} + a_{32}^1 i_{t-1} + a_{33}^1 \mu_{t-1} + b_{31}^i \eta_t + b_{32}^i v_t + b_{33}^i g_t \quad (3.104)$$

La representación de forma reducida anterior, puede provenir de un modelo estructural de la siguiente manera:

$$\pi_t = \lambda\pi_{t-1} + kx_t + \eta_t \quad (3.105)$$

$$i_t = \rho i_{t-1} + \phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t + v_t \quad (3.106)$$

$$x_t = \gamma x_{t-1} - \sigma(i_t \pi_t) + g_t \quad (3.107)$$

La forma reducida se obtiene de eliminar las variables contemporáneas de cada ecuación, por ejemplo,

$$\begin{aligned} \pi_t = & \frac{\lambda}{1 + k\sigma\phi_\pi} \pi_{t-1} + \frac{k\sigma}{1 + k\sigma\phi_\pi} x_{t-1} + \frac{k\sigma\rho}{1 + k\sigma\phi_\pi} i_{t-1} \\ & + \frac{\eta_t}{1 + k\sigma\phi_\pi} + \frac{k g_t}{1 + k\sigma\phi_\pi} - \frac{k\sigma v_t}{1 + k\sigma\phi_\pi} \end{aligned} \quad (3.108)$$

En términos matriciales, el modelo anterior estaría dado por,

$$\begin{aligned} Y_t' = (\pi_t \quad i_t \quad x_t); B_0 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -k \\ -\phi_\pi & 1 & \phi_x \\ -\sigma & \sigma & 1 \end{pmatrix}; \\ B_1 = \begin{pmatrix} \lambda & 0 & 0 \\ 0 & \rho & 0 \\ 0 & 0 & \gamma \end{pmatrix}; V_t' = (\eta_t \quad v_t \quad g_t) \end{aligned}$$

En términos generales tenemos, $B_0 Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} \dots + B_p Y_{t-p} + V_t$ donde, $E_t(V_t V_t') = \Omega$.

En este caso, el modelo puede expresarse como un promedio móvil de la historia de los choques y su multiplicación por B_0^{-1} .

$$\pi_t = \theta_{11}(L)\eta_t + \theta_{12}(L)v_t + \theta_{13}(L)g_t \quad (3.109)$$

$$i_t = \theta_{21}(L)\eta_t + \theta_{22}(L)v_t + \theta_{23}(L)g_t \quad (3.110)$$

$$\mu_t = \theta_{31}(L)\eta_t + \theta_{32}(L)v_t + \theta_{33}(L)g_t \quad (3.111)$$

Donde, $\theta_{ij}(L) = \theta_{ij}^0 + \theta_{ij}^1 L + \theta_{ij}^2 L^2 \dots \theta_{ij}^s L^s \dots$

A partir de esta representación se obtienen las funciones impulso respuesta, la descomposición de varianza, la descomposición histórica y las correlaciones condicionadas.

3.6. PASOS PARA LA ESTIMACIÓN DE UN MODELO SVAR

Dentro del desarrollo de este capítulo se ha visto el marco teórico de los vectores autorregresivos. Ahora se verá en forma resumida los pasos para su modelación a través de la recomendación de Isaza [41] (2003) en un análisis formal de la demanda de trabajo para el caso colombiano. Es así que la estimación de una función dinámica multivariada a través del método SVAR se puede sintetizar en los pasos que se enuncian a continuación:

1. Identificar la presencia de raíz unitaria en los coeficientes de las variables para observar el orden de integración de las mismas. Esto es posible a través del test de Dickey Fuller⁵.
2. Transformar el VAR estructural a la forma reducida para determinar el número de rezagos, la presencia de la constante y de variables indicatrices y, eventualmente, de variables exógenas. Esto se realiza para comprobar que el VAR cumpla con las propiedades fundamentales para su desarrollo, es decir, la normalidad y la condición de ruido blanco en los residuos.
3. Identificar el modelo, para lo cual se puede usar el método de Sims o el de Blanchard y Quah. El método de Sims utiliza la técnica denominada descomposición de Cholesky que consiste en triangular la matriz $\Omega(0)$ a cero para identificar los parámetros del VAR estructural, a diferencia del método de Blanchard y Quah que elige neutralizar el efecto a largo plazo de ciertos choques sobre la dinámica del modelo con la triangularización de $\Omega(1)$.

⁵Ver Anexo A.

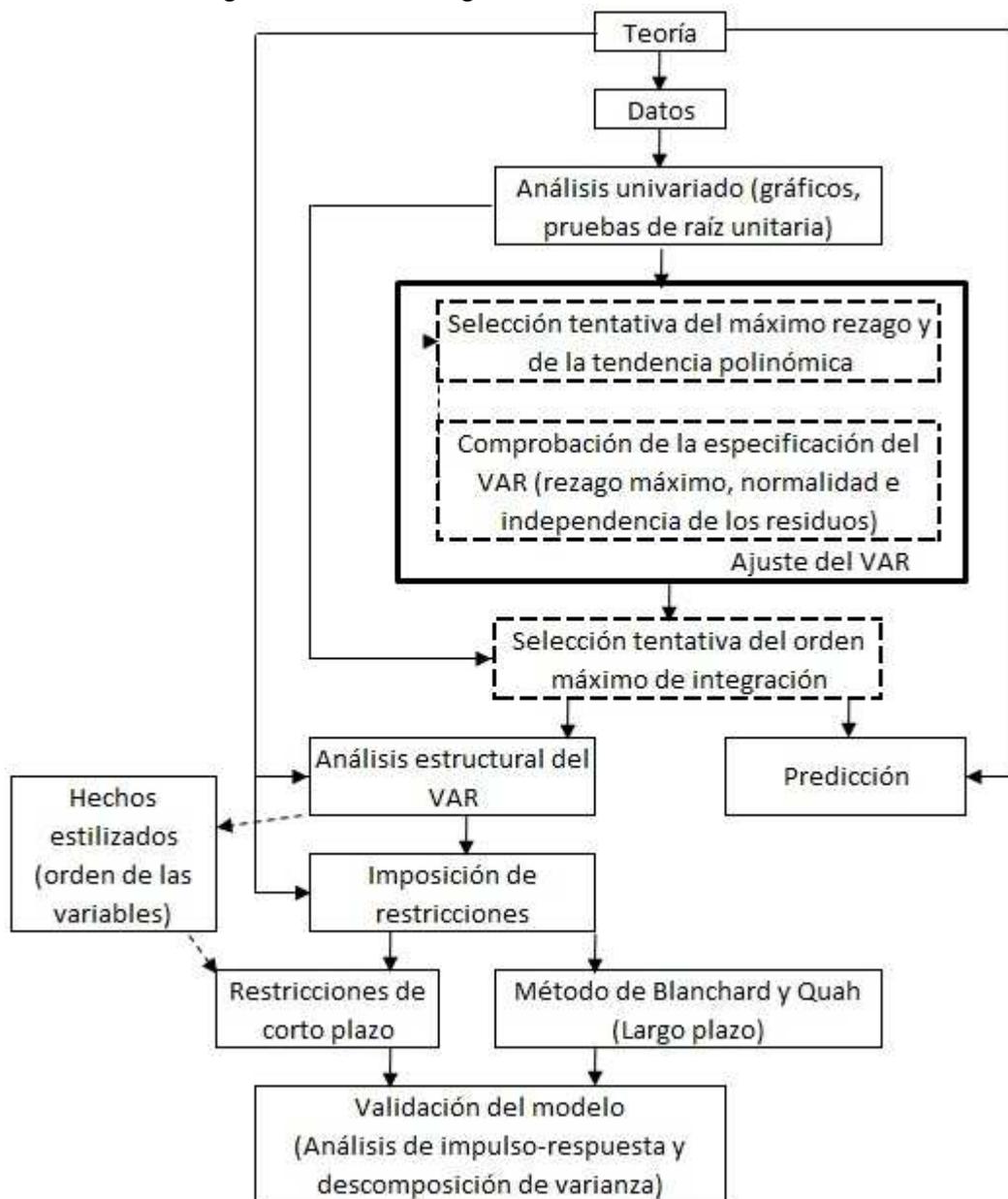
4. Comprobar que en el VAR estimado en niveles, las variables no presenten paseo aleatorio y si existe raíz unitaria en las variables, es necesario diferenciarlas para asegurarse del supuesto de ruido blanco en los residuos. Sin embargo, antes de estimar un VAR en primeras diferencias, hay que realizar un análisis de cointegración de las variables en niveles a través de las pruebas de Johansen⁶, puesto que la metodología econométrica exige que se revise este aspecto.

Para establecer si los coeficientes estimados han experimentado cambios estructurales a lo largo de la serie de tiempo, se puede utilizar las pruebas de Cusum y Cusum cuadrado (ver Anexo C).

En el gráfico 3.1, se puede observar a manera de esquema, el procedimiento a seguir acorde a la descripción anterior.

⁶ver Anexo B.

Figura 3.1: Estrategia de selección del modelo



Fuente y Elaboración: Propia

CAPÍTULO 4

APLICACIÓN AL CASO

ECUATORIANO

4.1. INFLACIÓN DE FONDO

Para estimar la inflación subyacente o de fondo con datos empíricos de base 2004, se siguió la recomendación de Pablo Cabezas [11] (1997)¹. El autor sugiere identificar aquellos artículos que en la canasta del índice general de precios presentan variaciones mensuales superiores al 6 %, tanto en la cola superior como en la inferior, repetidas por lo menos 4 veces en el año. Igualmente, recomienda la exclusión de los que registren variaciones superiores a 30 %, positivas o negativas, aunque se presenten una sola vez por año y pese a que las variaciones mensuales de ese mismo año hubieran sido inferiores a 6 %.

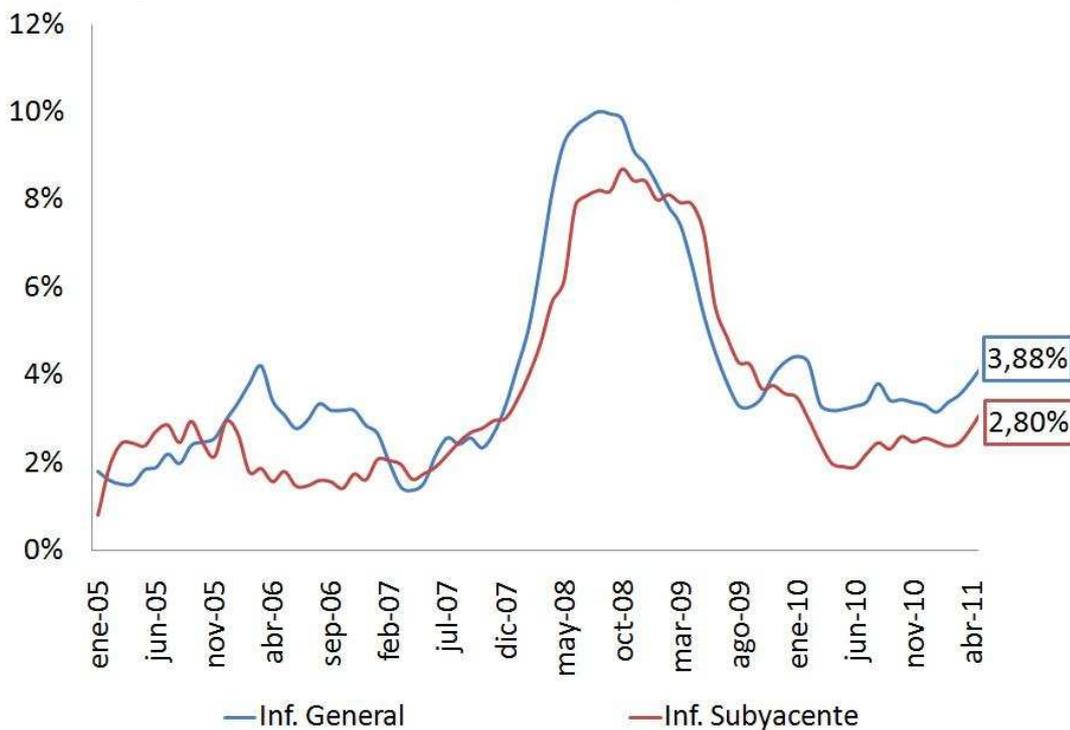
De esta manera, se logra evitar los sesgos porque se trata de forma similar a las variaciones positivas y negativas. Asimismo, separando a las variaciones bruscas se consigue eliminar las distorsiones importantes que puedan llevar a malas interpretaciones y alertas innecesarias para la formulación de política económica.

Bajo esta línea metodológica se extrajeron 73 artículos (principalmente agrícola-

¹Se agradece de manera especial al autor por su colaboración en la elaboración del indicador de inflación subyacente con datos empíricos.

las), quedando 226² para la estimación de la inflación subyacente. Luego de la reponderación de los mismos, se presenta a continuación la evolución de las variaciones anuales del nuevo índice.

Figura 4.1: Comparativo de la inflación general y subyacente



Fuente y Elaboración: INEC y BCE. Cálculos de la autora

Si la inflación subyacente es menor que la general, significa que más allá de la volatilidad en el comportamiento de algunos precios, las presiones inflacionarias están cediendo. Si la inflación subyacente es mayor que la medida por el IPC, significa que el repunte de los precios no se debió a factores subyacentes sino, por decirlo de alguna manera, se debió a causas coyunturales. (Causas impredecibles de corto plazo).³

En el gráfico anterior se puede avizorar tres períodos notablemente marcados. El primer período de estabilidad inflacionaria que va desde enero de 2005 hasta enero del 2008, la segunda etapa que evidencia la crisis de los commodities

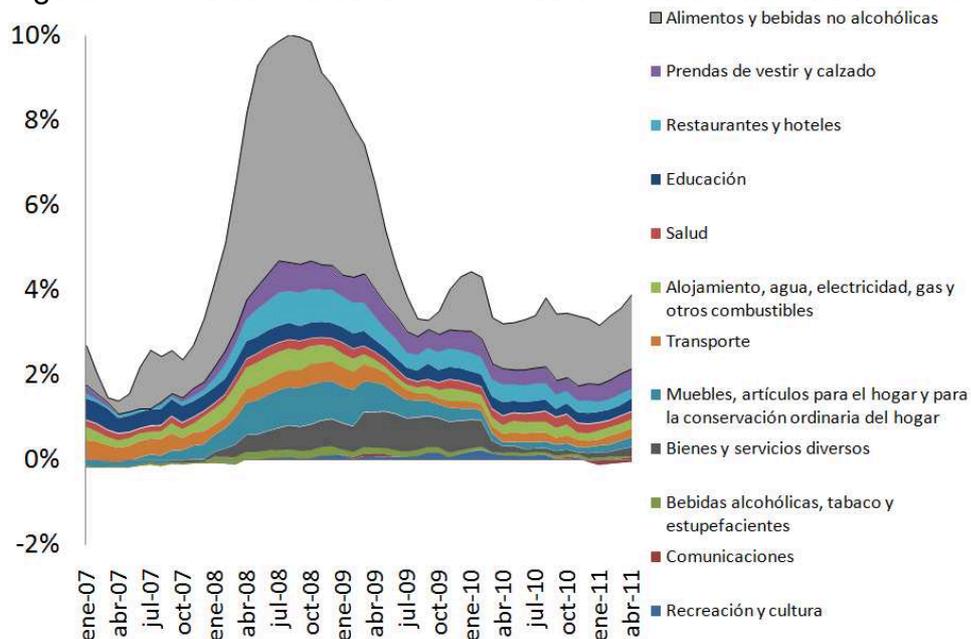
²Ver Anexo D, que contiene los artículos de la canasta de IPC de fondo. En el Anexo G, se puede avizorar la metodología empleada para el cálculo de los indicadores mencionados en el presente proyecto de titulación.

³Secretaría de Desarrollo Económico Dirección General de Abasto, Comercio y Distribución: «La inflación» [60].

que abarca a todo el año 2008 hasta mediados de 2009 y finalmente la etapa post-crisis.

En la primera etapa se observaron precios estables cuyas variaciones no superaron el 4%, incluso en el año 2007 y a principios de 2008 se puede apreciar el comovimiento de ambas variables. En la segunda etapa, el efecto del aumento en el precio de las materias primas se hace presente en la inflación. Si bien aportó con un gran ingreso fiscal a la economía, repercutió en los precios. En el 2008, se alcanzaron las tasas más altas, las cuales se debieron en parte a las inundaciones que afectaron a los cultivos agrícolas, influyendo así en la división de alimentos (ver gráfico 4.2).

Figura 4.2: Incidencia de las divisiones del IPC en la inflación anual



Fuente y Elaboración: INEC y MCPE

Igualmente, se tuvo a otros factores determinantes como la presión de los precios internacionales y la crisis financiera mundial experimentada a partir de septiembre. En los primeros meses de 2009, la variación del índice de precios de fondo es mayor a la general (notoria desinflación), esto se da por un proceso de ajuste de la economía por la recesión mundial, que provocó la reducción de los precios, principalmente de los alimentos; esto, sin duda, permitió que los precios en el

Ecuador también tiendan a la baja. En la etapa post-crisis, la relación entre la inflación de fondo y general se revierte, y se alcanzan tasas de inflación estables, que en promedio fueron de 3,54 %, sin rasgos de presión monetaria.

4.2. HECHOS ESTILIZADOS

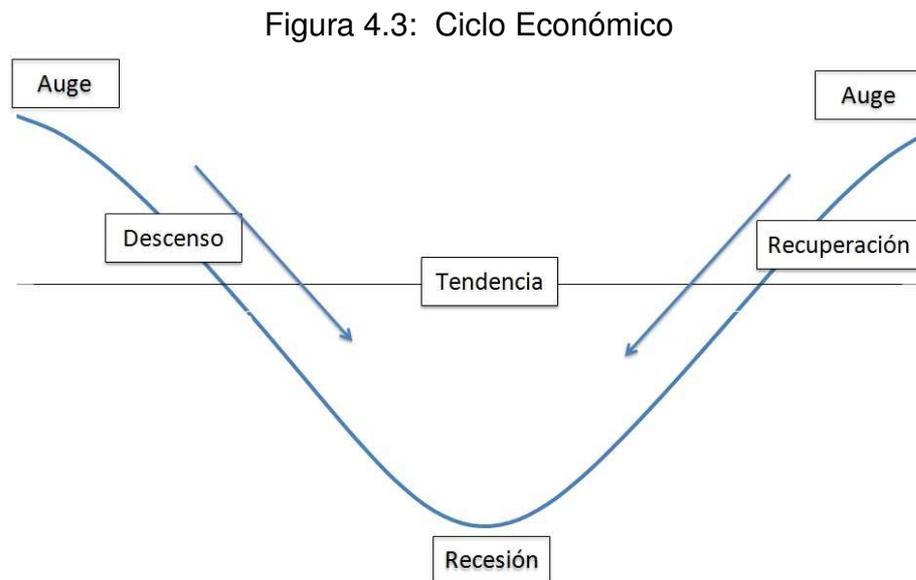
El estudio de los ciclos económicos ha ido tomando importancia dentro de la política económica, ya que permite evidenciar las principales regularidades y características que se suscitan en la economía. Asimismo, el análisis del ciclo económico presenta relación directa con el accionar de los hacedores de política (policy makers), puesto que, en general la elección de un instrumento de política económica, depende del impacto relativo de los diferentes choques a las fluctuaciones económicas. (Valdivia y Yujra [70], 2009)

El término *ciclos económicos* se refiere al comportamiento conjunto de series de tiempo como son: precios, producto, empleo, consumo e inversión. En las economías, en general, este comportamiento parece estar caracterizado por dos regularidades básicas: las series medidas como desviaciones de la tendencia, muestran una persistencia considerable y además se mueven juntas. (Antelo [2], 1995) Los ciclos económicos se caracterizan por períodos de expansión de la actividad económica seguidos por períodos de recesión.

La literatura internacional en el campo de ciclos económicos hace referencia a las fluctuaciones de los agregados económicos con respecto al PIB, puesto que brindan una mayor explicación sobre el crecimiento de la economía. Sin embargo, como el presente estudio tiene como fin el análisis de la inflación, se tomará a esta última como variable objetivo.

Los hechos estilizados toman en cuenta las relaciones expresadas en los ciclos para caracterizar las estructuras económicas de los países. En la econometría son muy útiles, puesto que sirven para apoyar la especificación y desarrollo de los modelos, así como la posterior calibración o estimación (priors) del modelo.

Dichas relaciones entre las variables económicas pueden ser de corto y de largo plazo. Para calibrar o estimar modelos dinámicos con expectativas racionales es necesario contar con hechos estilizados sobre la respuesta dinámica de las variables de interés a distintos choques (correlaciones dinámicas condicionadas) (Castillo y Vega [14], 2009).



Fuente y Elaboración: Gachet y otros [29] (2011)

Parra [54] (2007) menciona que los pasos para la caracterización de los hechos estilizados se pueden resumir en los siguientes:

1. Las series se vuelven estacionarias a través de un proceso de filtrado o eliminación de la tendencia y componente estacional.
2. Posteriormente se evalúa la volatilidad, persistencia y comovimiento del componente cíclico de las series recurriendo a un conjunto de segundos momentos como las desviaciones estándar; la correlación de primer orden; la correlación cruzada con la variable objetivo a distintos rezagos y adelantos. Estas relaciones se pueden clasificar como procíclicas si la dirección del movimiento de la variable en cuestión es la misma que la objetivo, contracíclica si la dirección es contraria y acíclica si no existe relación. Adicionalmente, nos interesamos por la secuencia de las correlaciones. Por lo

tanto, si una variable presenta una correlación significativa con movimientos posteriores se dice que ésta adelanta el ciclo económico. De forma opuesta, una variable que se mueve con posterioridad a los movimientos se dice rezaga el ciclo. Por último, si la correlación más significativa es contemporánea entonces ésta será coincidente al ciclo.

3. Una vez se examinan estos estadísticos descriptivos se procede a establecer los hechos estilizados de la economía.

Feal y otros [26] (2009) mencionan que para efectuar dicha descomposición puede aplicarse una amplia gama de filtros, entre los cuales se encuentra el filtro de Hodrick y Prescott, filtros de pasas de bandas, modelos VAR estructurales y el filtro de Baxter King, entre otros.

Una vez extraído el ciclo se da paso al análisis de la duración de los mismos, su amplitud e intensidad a través de su comportamiento y coincidencia en el tiempo. Dicho análisis se basa en:

Volatilidad: Para este análisis utilizamos la desviación típica del componente cíclico de cada serie, que nos indica cuanto tienden a alejarse de su tendencia de largo plazo. Además de la volatilidad de cada variable es importante medir la volatilidad relativa a la variable objetivo, para lo cual se obtiene el ratio del desvío estándar de cada variable con el desvío de la inflación en este caso.

Comportamiento cíclico: Esto se realiza a través del análisis del grado de movimiento de cada variable con la inflación. Para este fin se debe calcular el coeficiente de correlación de Pearson entre la desviación cíclica de cada variable con la desviación cíclica de la variable objetivo, basándonos en lo siguiente:

- Procíclica ($\rho(x,y)$ positiva y significativa).
- Contracíclica ($\rho(x, y)$ negativa y significativa).
- Acíclicas ($\rho(x, y)$ cercano a 0).

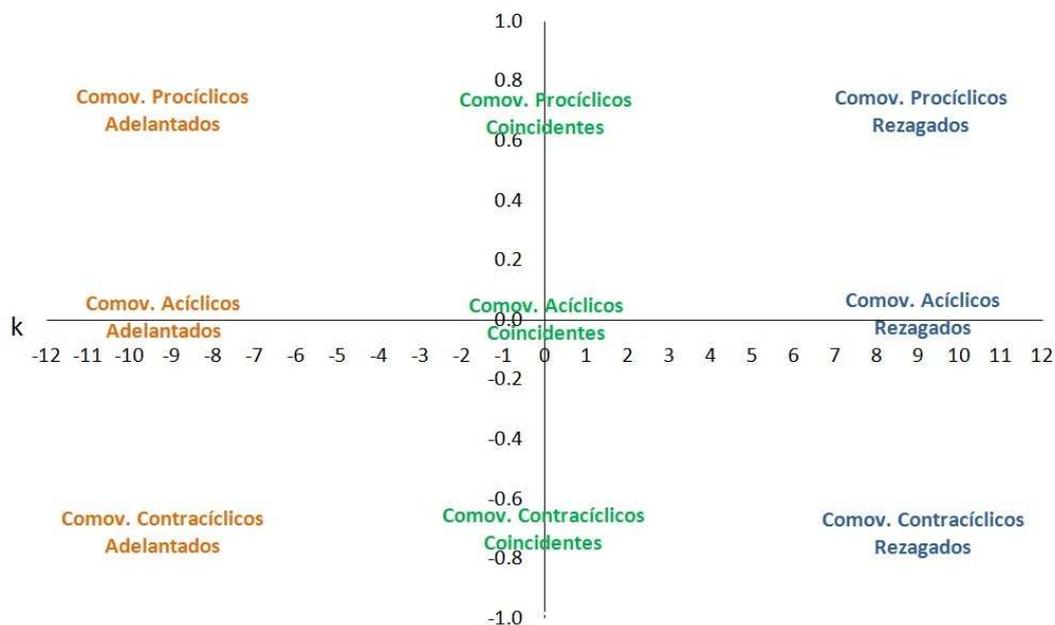
Por lo general, el umbral que suele utilizarse para identificar correlaciones cruzadas significativas es de 0.49 en valor absoluto.

Coincidencia temporal:

- Adelantadas: la variable se adelanta al ciclo.
- Retardadas: la variable presenta un retardo respecto al ciclo.
- Coincidentes: ambas variables se mueven a la vez.

En el gráfico 4.4, que se muestra a continuación, se observa los comovimientos de las variables de acuerdo a su coincidencia temporal y a su comportamiento cíclico. Por ejemplo, si el valor máximo de la variable se encuentra sobre el segundo cuadrante, siendo mayor a 0.49, se podría decir que tiene un comovimiento procíclico adelantado.

Figura 4.4: Identificación de comovimientos por correlación cruzada $Corr(X_{t+k})$, variable objetivo



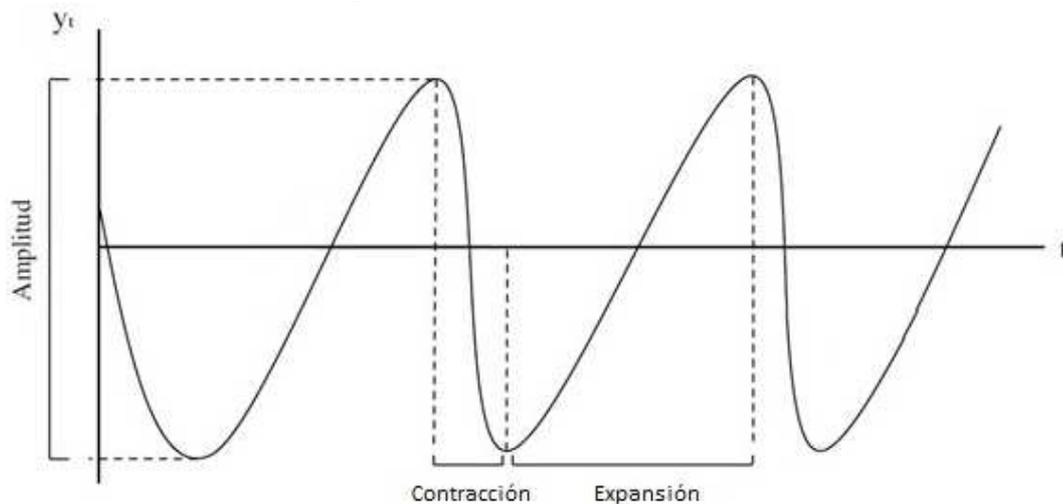
Fuente y Elaboración: Gachet y otros [29] (2011)

Persistencia: Una vez que ha comenzado un período de expansión o de recesión la economía tiende a permanecer en ese estado (creciendo o decreciendo)

durante un cierto período de tiempo n . La persistencia implica que el valor de la variable X en t no es independiente de los valores observados por dicha variable en $t - n$ períodos anteriores. La forma de medirlo es con el coeficiente de autocorrelación.

Simetría del ciclo: Esta parte del análisis hace referencia al comportamiento del componente tendencial, es decir, si se comporta de igual manera cuando está por encima que por debajo de su tendencia. La evidencia empírica ha mostrado que las expansiones son más prolongadas y suaves que las contracciones, que son breves y abruptas como se puede observar en el siguiente gráfico.

Figura 4.5: Ciclos asimétricos



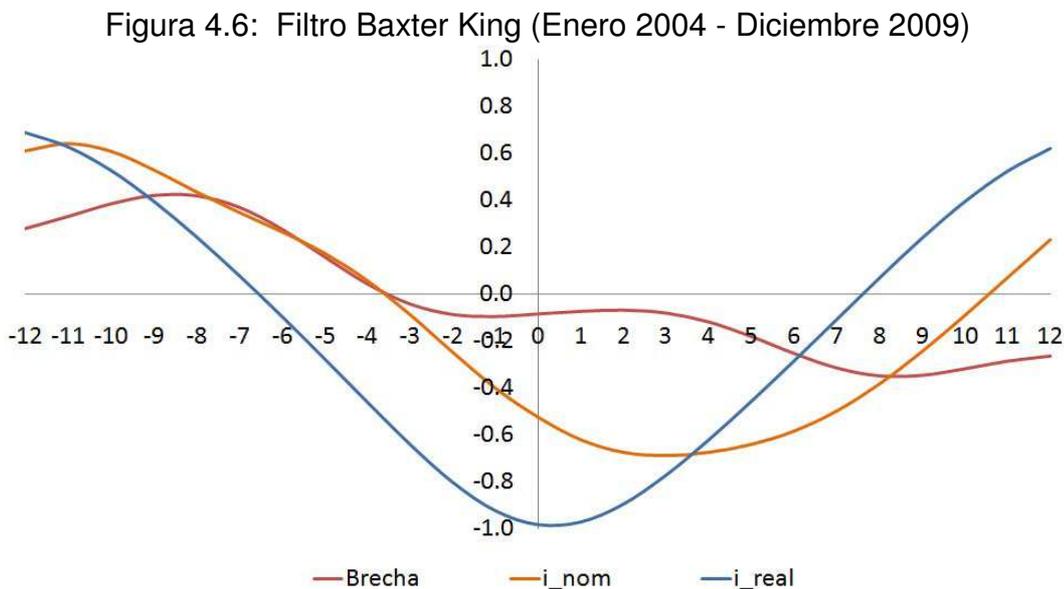
Fuente: Elaboración propia

Para estimar la simetría cíclica se puede utilizar la metodología desarrollada por DeLong y Summers [20] (1986) a través del análisis de la media muestral, mediana y sesgo de cada variable.

4.2.1. CARACTERÍSTICAS DE LA INFLACIÓN

Para el análisis de hechos estilizados en el presente trabajo se utilizó la metodología de Baxter y King [5] (1999), puesto que tiene la ventaja de permitir eliminar de las series tanto el componente tendencial como el irregular (de muy alta fre-

cuencia). Las variables analizadas fueron: inflación anual (variable objetivo), la brecha de producto construida a partir del IDEAC como una aproximación de la producción y las tasas de interés (nominal y real).



Fuente y Elaboración: INEC, BCE y SBS. Cálculos de la autora

Tabla 4.1: Comportamiento cíclico de las variables económicas y su coincidencia en el tiempo con la inflación

Variables	Dirección	Retardos
Brecha de producto	Débilmente procíclico	Adelantada
Interés nominal	Fuertemente contracíclico	Rezagada
Interés real	Fuertemente contracíclico	Coincidente

Fuente y elaboración: INEC, BCE y SBS. Cálculos de la autora

En la tabla 4.1, se puede observar de una manera resumida las relaciones antes descritas en el gráfico 4.4. Las tasas de interés (nominales y reales) son fuertemente contracíclicas, mientras que la brecha de producto tiende a ser procíclica. Las variables macroeconómicas presentan persistencia: la autocorrelación de primer orden es significativa y positiva.

En el caso de la tasa de interés nominal, se puede observar un rezago de tres periodos con respecto a la variación de precios relativos. Además, esta variable no es volátil. El ciclo de la tasa de interés real no es volátil y es fuertemente contracíclica coincidente. Los resultados obtenidos son razonables, puesto que la variable depende de la inflación. Cuando esta última disminuye, la tasa real de

interés aumenta y viceversa.

En el caso de la brecha de producto, se tiene que ésta se adelanta al ciclo de la inflación de ocho a nueve períodos y es débilmente procíclica, es decir, un incremento de la brecha de producto hace ocho o nueve meses, se correlaciona con un incremento de la inflación hoy, aunque no muestra una tendencia clara.

4.3. MODELOS DE INFLACIÓN

Para la estimación de la inflación subyacente se han empleado dos modelos SVAR, acordes con la teoría económica antes mencionada. El primer SVAR es de tipo A (relaciones de corto plazo), cuyas restricciones se basan en las características de los ciclos en concordancia a la realidad ecuatoriana. La segunda estimación, sigue la recomendación de Blanchard y Quah, que es un caso particular de los modelos B⁴. Para este fin se ha empleado el programa R, que es software libre con un alto grado de consistencia en la modelación y predicción, recomendada por macroeconometristas.

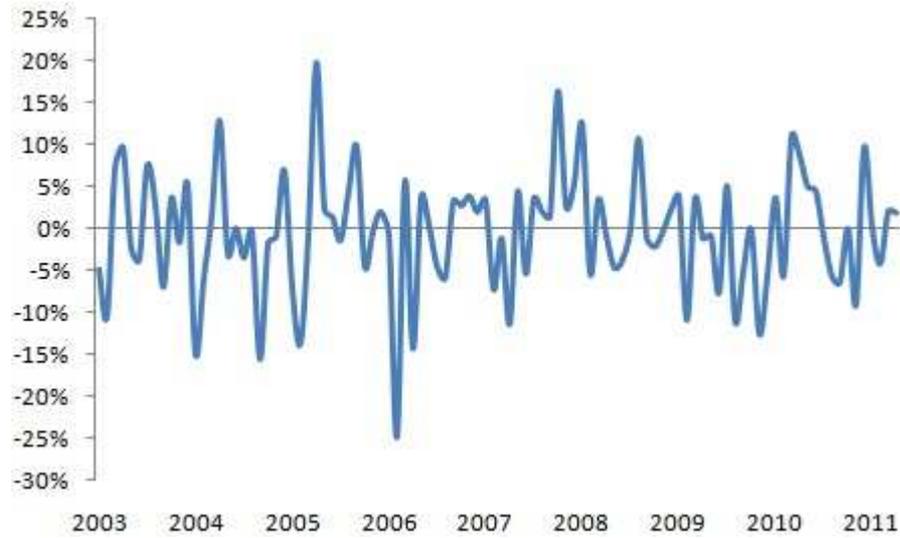
4.3.1. SVAR CON RESTRICCIONES DE CORTO PLAZO

Este SVAR pretende explicar el comportamiento de las variables en función de su evolución pasada, con restricciones contemporáneas. Para estimar este modelo de tipo keynesiano se utilizan las siguientes variables: brecha de producto⁵, inflación y tasa de interés nominal. Las series presentan raíz unitaria excepto la brecha de producto, que es estacionaria en nivel, a las demás se debe diferenciarlas, como se observa en el siguiente gráfico y más específicamente, con la prueba de Dickey-Fuller Aumentada.

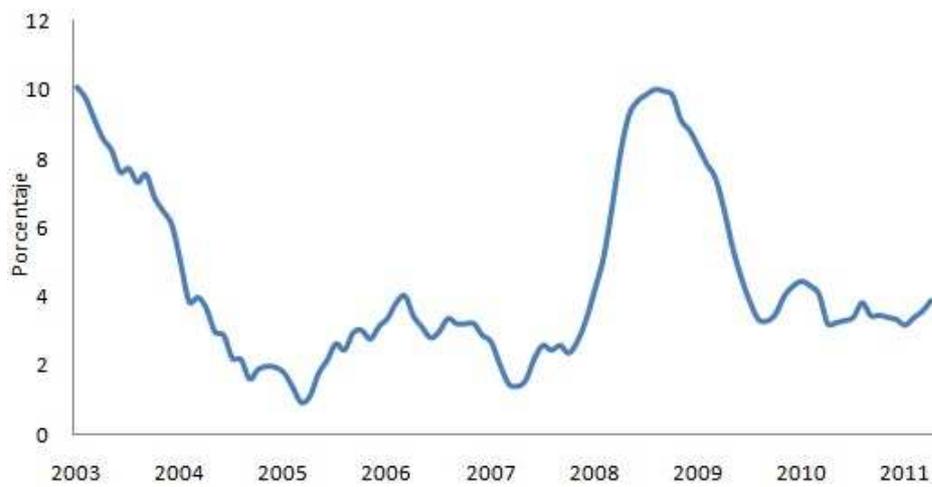
⁴La matriz B coloca las restricciones en la estructura del error en la matriz de varianza covarianza.

⁵El producto potencial al ser un concepto teórico y no observable, se lo ha estimado a partir del filtro de Hodrick-Prescott y la brecha de producto se obtiene de la diferencia entre el producto observado y su nivel potencial, esto dividido para el producto potencial.

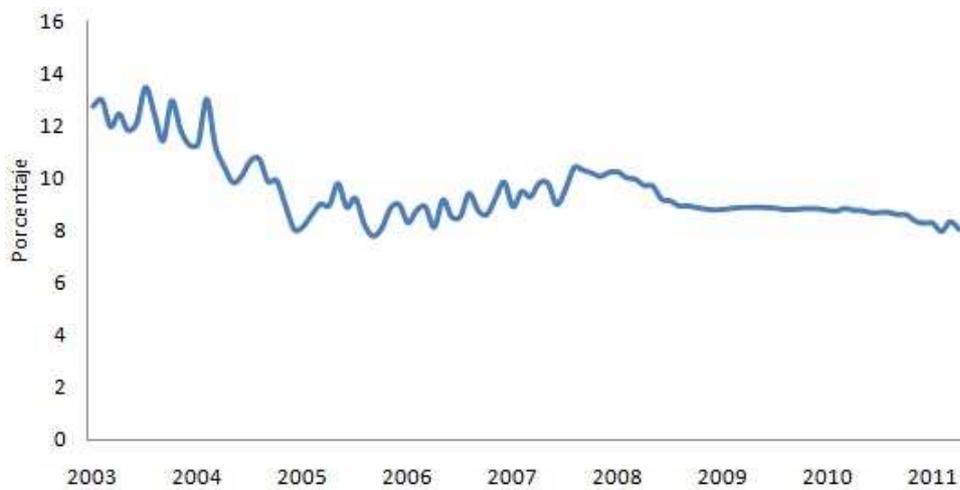
Figura 4.7: Variables endógenas (primer modelo)



(a) Brecha de producto



(b) Tasa de inflación



(c) Tasa de interés

Tabla 4.2: Prueba ADF (primer modelo)

Variable	T. determinísticos	Rezagos	Estadístico	Valores críticos		
				1%	5%	10%
Brecha	constante, tendencia	2	-5.76	-4.04	-3.45	-3.15
Inflación	constante, tendencia	2	-3.11	-3.99	-3.43	-3.13
Δ Inflación	constante	1	-3.47	-2.6	-1.95	-1.61
T. interés	constante, tendencia	2	-2.51	-3.99	-3.43	-3.13
Δ T. interés	constante	1	-10.57	-3.51	-2.89	-2.58

A partir de la prueba de Johansen en niveles se observa que las series no se encuentran cointegradas, por lo que se modelará un SVAR y no un SVEC.

Tabla 4.3: Rango de cointegración (primer modelo)

Rank	Estadístico de Prueba	1%	5%	10%
$r \leq 2$	4.79	6.5	8.18	11.65
$r \leq 1$	8.58	12.91	14.9	19.19
$r = 0$	33.19	18.9	21.07	25.75

El siguiente paso a seguir⁶ fue determinar el número de rezagos a partir del VAR de forma reducida, cuyo retardo óptimo para la estimación es dos.

Tabla 4.4: Criterios de información en diferencia (primer modelo)

Criterios/Rezago	1	2	3	4	5
AIC(n)	-8.17283	-8.30992	-8.19461	-8.08613	-8.04690
HQ(n)	-8.07506	-8.11439	-7.90132	-7.69507	-7.55808
SC(n)	-7.93088	-7.82603	-7.46877	-7.11834	-6.83717
FPE(n)	0.00028	0.00025	0.00028	0.00031	0.00032

Como se ha visto anteriormente el ordenamiento de las variables es importante al momento de estimar un VAR estructural, puesto que al cambiarlas de lugar, los resultados de las funciones de impulso-repuesta pueden variar drásticamente y dificultar el análisis. Para este fin, se ha utilizado hechos estilizados, ya que nos proporcionan las relaciones cíclicas y de comovimiento de las series, ayudando así a su adecuado ordenamiento. Para ello, no se ha empleado la causalidad de Granger, puesto que simplemente se habla de precedencia estadística, en

⁶En el Anexo G, se puede observar las pruebas de estabilidad, los gráficos de las series estacionarias, además de los tests de independencia y normalidad de los residuos.

tanto que con hechos estilizados se puede observar el orden de las mismas de acuerdo a las características específicas de la economía ecuatoriana. De esta manera, el sistema endógeno se encuentra estructurado de la siguiente manera: brecha de producto, inflación y tasas de interés. A partir de dicho ordenamiento, se estima el SVAR con el método de identificación de Cholesky, cuyas relaciones contemporáneas se expresan en la matriz que se presenta a continuación:

Tabla 4.5: Matriz A estimada del modelo SVAR

Variable	Brecha	Inflación	T. interés
Brecha	1	2,034	1,155
Inflación	-13,89	1	0
T. interés	-1,25	-1,1	1

En esta matriz, los valores estimados en color negro representan a las restricciones adicionales para que el SVAR se encuentre perfectamente identificado. Podemos ver los valores correspondientes a la identidad y además los valores impuestos por criterio de experto, que representan la reacción del Banco Central en la producción y en la inflación, dependiendo de cual sea el grado de aversión a dichos fenómenos.

La prueba LR (Likelihood rate) de sobre-identificación nos muestra los siguientes resultados: $Chi^2 = 66,21$, $df = 3$, $p - valor = 2,764e - 14$. De esta manera, se evidencia que el modelo se encuentra perfectamente identificado a un 95 % de significancia.

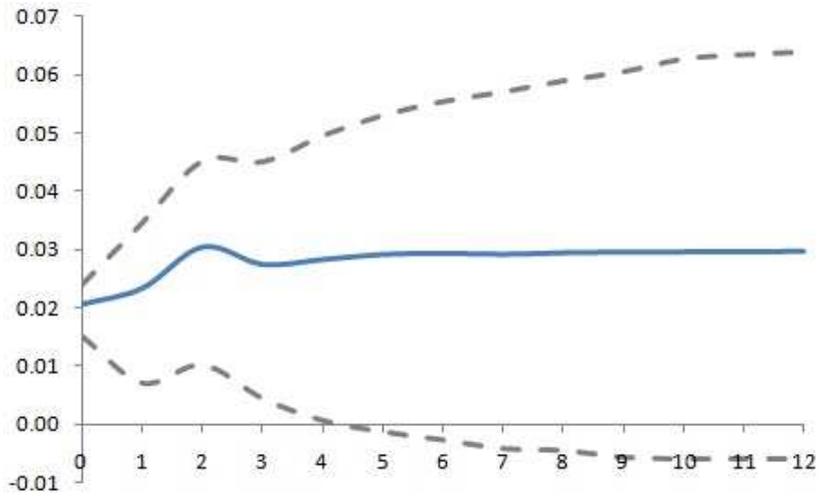
El modelo estimado se puede expresar de la siguiente manera:

$$\begin{pmatrix} 1 & 2,03 & 1,16 \\ -13,89 & 1 & 0 \\ -1,25 & -1,1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_t \\ \pi_t \\ i_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0,06 & 0,0004 & 0,01 \\ 0,18 & 0,5184 & 0,10 \\ -1,39 & -0,053 & -0,31 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ i_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,03 & 0,004 & 0,02 \\ 0,79 & 0,20 & 0,18 \\ 1,67 & -0,033 & -0,26 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-2} \\ \pi_{t-2} \\ i_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix} \quad (4.1)$$

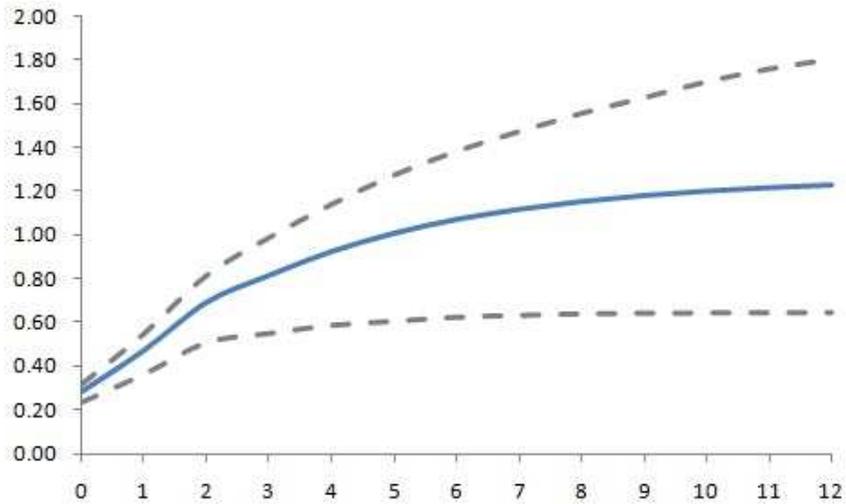
Las figuras 4.8, 4.9 y 4.10 representan a las reacciones dinámicas de la brecha de producto, precios y tasas de interés ante una perturbación de oferta, demanda unitaria o un choque monetario a lo largo de doce períodos, respectivamente. Los ejes verticales se refieren al valor de la variable en consideración y los horizontales miden el tiempo en meses. En relación a las funciones de impulso-respuesta acumuladas vale resaltar los siguientes puntos:

1. Una perturbación de oferta genera un efecto positivo y permanente en las tres variables. La brecha de producto llega a su punto máximo en el segundo mes después de haber ocurrido el choque y luego se estabiliza alrededor de 0,03 %. La inflación tiene un incremento permanente como respuesta a dicho choque, ubicándose alrededor del 1,23 % a los doce meses después de haberse producido. En la tasa de interés se observa que su respuesta máxima es contemporánea al choque y disminuye lentamente para ubicarse alrededor de 0,15 %.
2. La perturbaciones de demanda tiene un efecto negativo y permanente sobre la brecha de producto, en tanto que para la inflación se tiene estos resultados a partir del cuarto mes de ocurrido. El impacto máximo sobre la tasa de interés se materializa un mes después de producido el mismo (7,14 %) y comienza a descender desde el cuarto mes hasta hacerse negativo.
3. Un choque monetario produce una respuesta negativa y permanente en la brecha de producto y en la inflación. Contrariamente a lo que sucede con la tasa de interés, que a partir del quinto mes de producida la perturbación se ubica en 0,43 %.

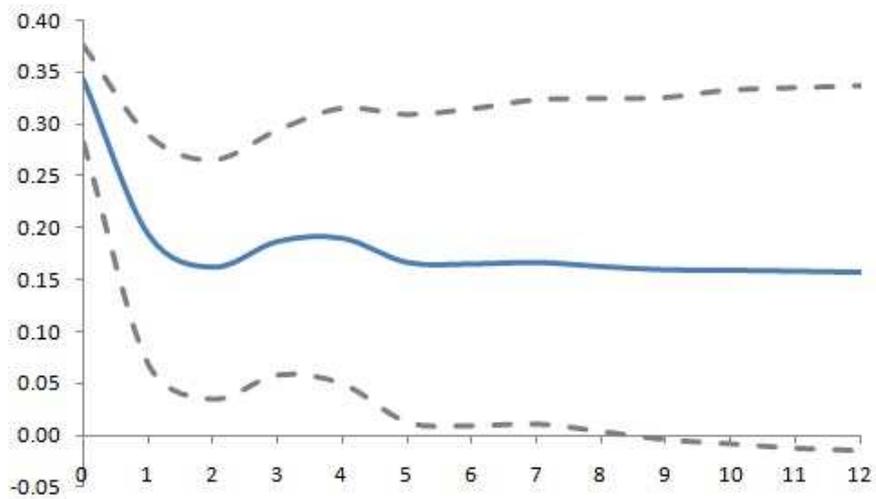
Figura 4.8: Perturbación de oferta (primer modelo)



(a) Respuesta acumulada de la brecha de producto

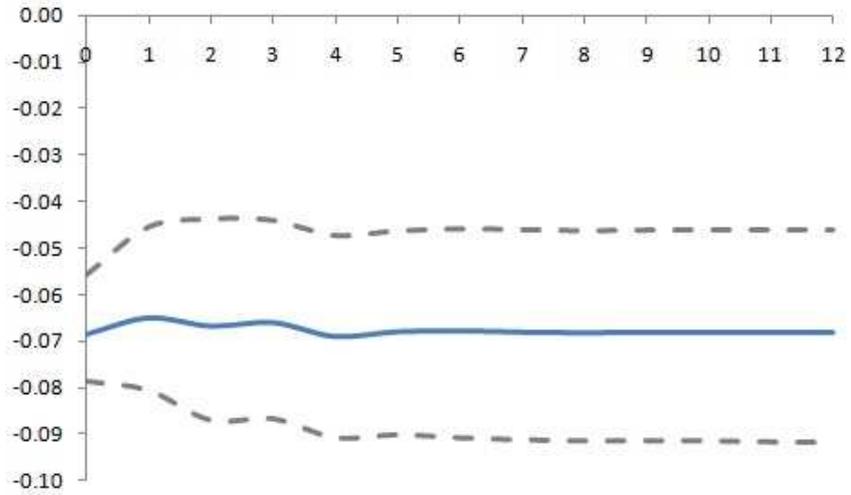


(b) Respuesta acumulada de la inflación

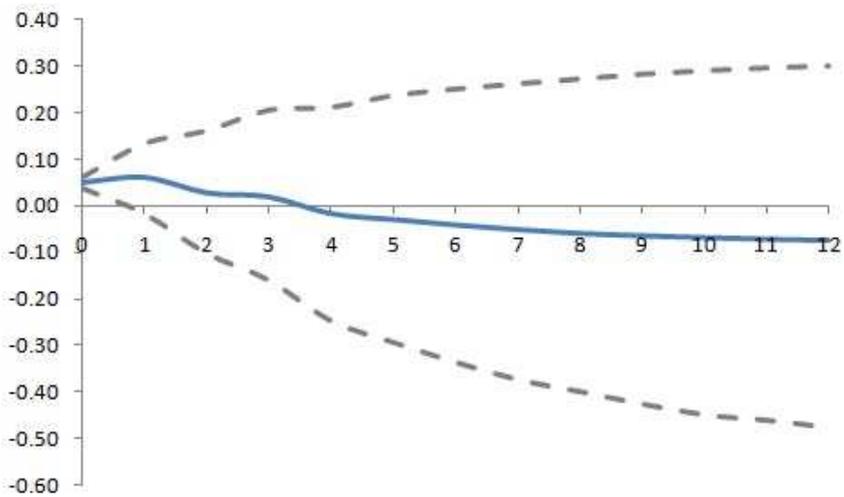


(c) Respuesta acumulada de la tasa de interés

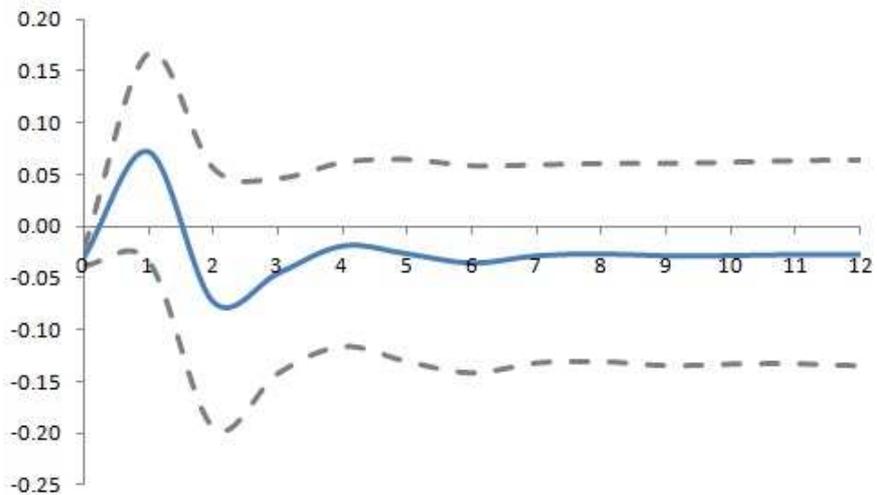
Figura 4.9: Perturbación de demanda (primer modelo)



(a) Respuesta acumulada de la brecha de producto

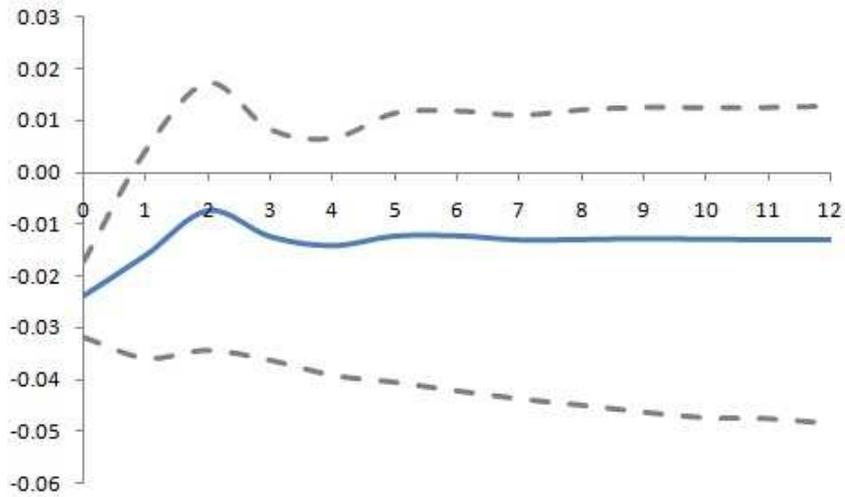


(b) Respuesta acumulada de la inflación

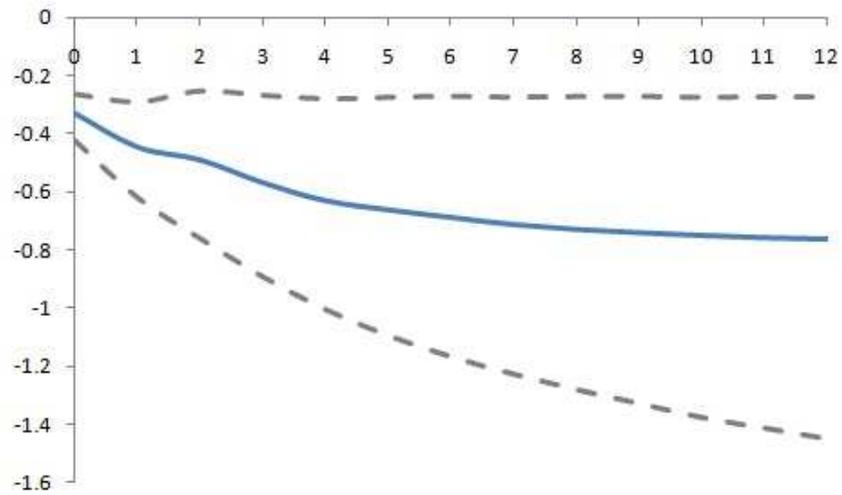


(c) Respuesta acumulada de la tasa de interés

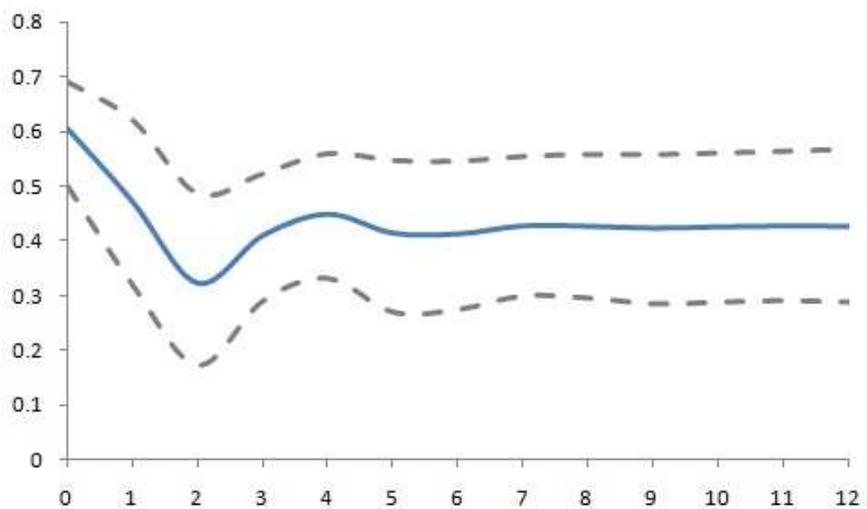
Figura 4.10: Perturbación monetaria (primer modelo)



(a) Respuesta acumulada de la brecha de producto



(b) Respuesta acumulada de la inflación



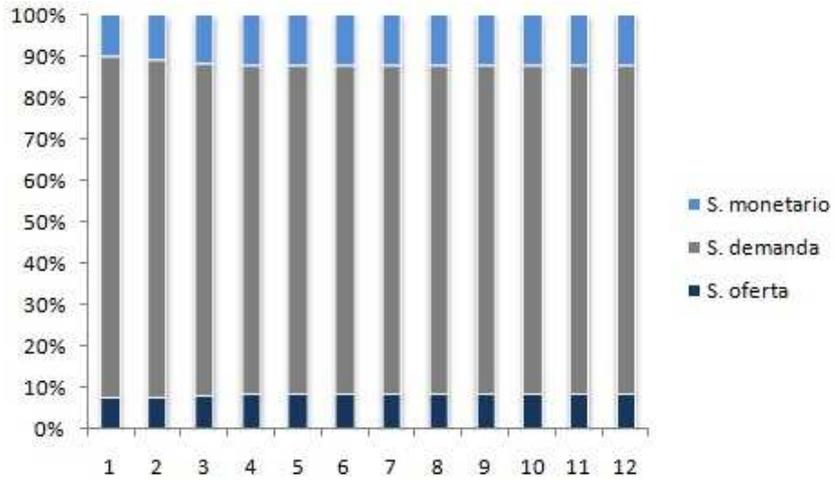
(c) Respuesta acumulada de la tasa de interés

La descomposición de la varianza indica el porcentaje de contribución de los diferentes choques estructurales al comportamiento de la varianza de k períodos hacia delante en el error de predicción de las variables. Por tanto, podemos medir la importancia relativa en el tiempo de cada perturbación en el comportamiento de las variables. La figura 4.11 nos permite ver este fenómeno en el año subsiguiente al período de análisis. Los ejes verticales recogen la contribución porcentual de cada tipo de perturbación, mientras que en el eje horizontal se mide el tiempo mensualmente.

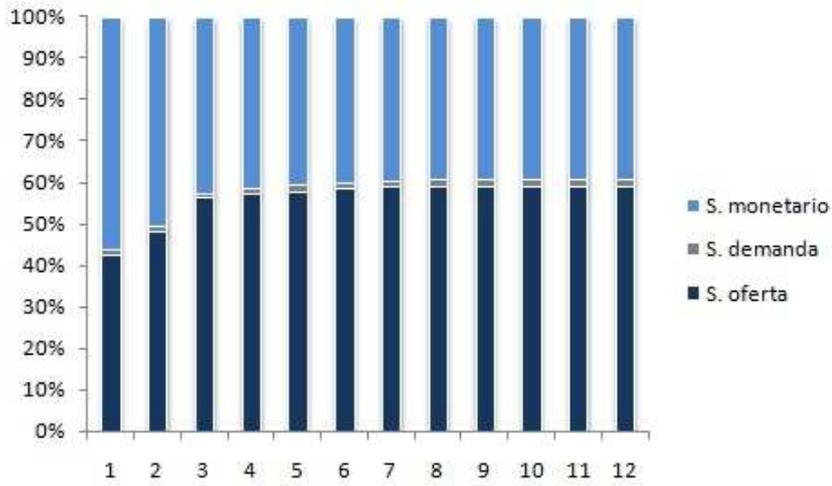
La descomposición de la brecha de producto real revela que la variación de la misma se atribuye básicamente a las perturbaciones de la demanda, que explican alrededor del 80 % de dichas variaciones a lo largo de los doce meses. Respecto a la descomposición del IPC, es remarcable que son las perturbaciones por el lado de la oferta las que dominan la variabilidad de la inflación en el largo plazo, cuyo horizonte predictivo tiende a explicar el 60 % de la variabilidad. Para las tasas de interés se puede observar que el 70 % está explicado por los choques monetarios.

Estos resultados son congruentes con la teoría económica, puesto que en el corto plazo la inflación se desvía de su valor de largo plazo por movimientos en la oferta y demanda agregada. Si esta variabilidad depende en mayor magnitud de los choques de oferta, se puede inferir que son los cambios en los precios de los insumos (petróleo, tipo de cambio y otros), en los salarios, o en la productividad los responsables de ello. Si son los primeros podemos ver la influencia significativa de la inflación importada en el incremento de los precios domésticos, congruente con el escenario de dolarización, ya que no se puede intervenir en el tipo de cambio para paliar estos impactos externos en nuestra economía.

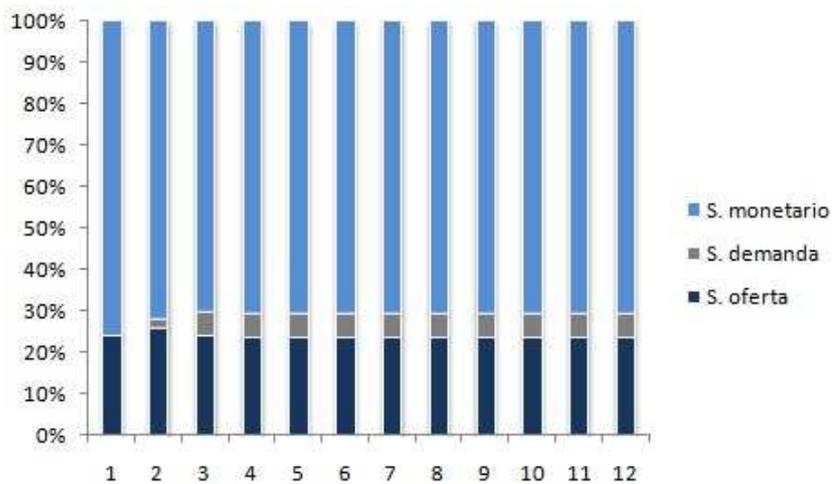
Figura 4.11: Descomposición de varianza (primer modelo)



(a) Brecha de producto



(b) Inflación



(c) Tasa de interés

4.3.2. SVAR CON RESTRICCIONES DE LARGO PLAZO

Siguiendo el procedimiento propuesto en el capítulo anterior, se ha estimado un modelo de VAR en forma reducida, cuyas variables endógenas corresponden al IDEAC, tasa de interés nominal e inflación. Dichas variables presentan raíz unitaria y es necesario diferenciarlas para cumplir el supuesto de estacionariedad de las series. No se encuentran cointegradas, esto se verifica a través de la prueba de Johansen.

Las pruebas⁷ que ayudaron a determinar dichas conclusiones se muestran a continuación, asimismo se muestran los gráficos de las variables endógenas.

Tabla 4.6: Prueba ADF (segundo modelo)

Variable	T. determinísticos	Rezagos	Estadístico	Valores críticos		
				1%	5%	10%
IDEAC	constante, tendencia	2	-3.78	-3.99	-3.43	-3.13
Δ IDEAC	constante	1	-12.04	-2.6	-1.95	-1.61
T. interés	constante, tendencia	2	-2.47	-3.99	-3.43	-3.13
Δ T. interés	constante	1	-10.12	-2.6	-1.95	-1.61
Inflación	constante, tendencia	2	-3.06	-3.99	-3.43	-3.13
Δ Inflación	constante	1	-3.52	-3.51	-2.89	-2.58

Tabla 4.7: Rango de cointegración (segundo modelo)

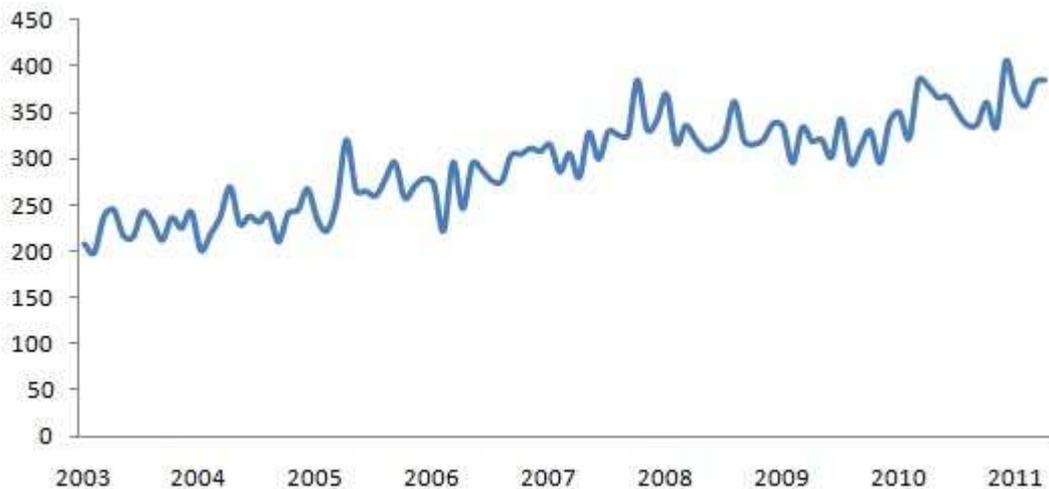
Rank	Estadístico de Prueba	1%	5%	10%
r<=2	2.46	6.5	8.18	11.65
r<=1	8	12.91	14.9	19.19
r=0	14.14	18.9	21.07	25.75

Tabla 4.8: Criterios de información en diferencia (segundo modelo)

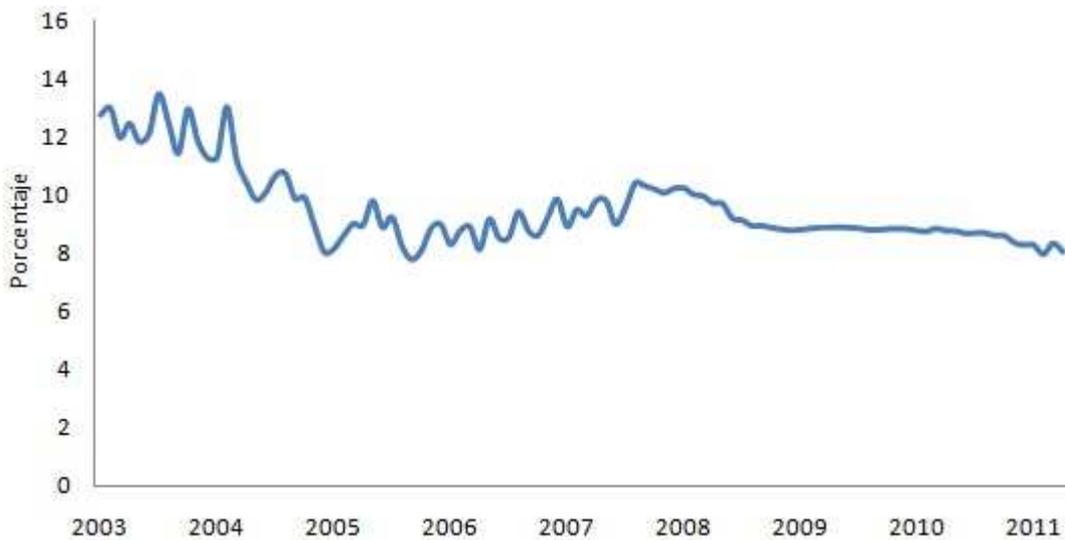
Criterios	1	2	3	4	5
AIC(n)	3.458105	3.306987	3.40865	3.511413	3.583641
HQ(n)	3.555869	3.502516	3.701944	3.90247	4.072463
SC(n)	3.700051	3.79088	4.134489	4.479198	4.793372
FPE(n)	31.75874	27.31654	30.276142	33.632156	36.293314

⁷Los gráficos y pruebas que no se muestran aquí se encuentran en el Anexo G.

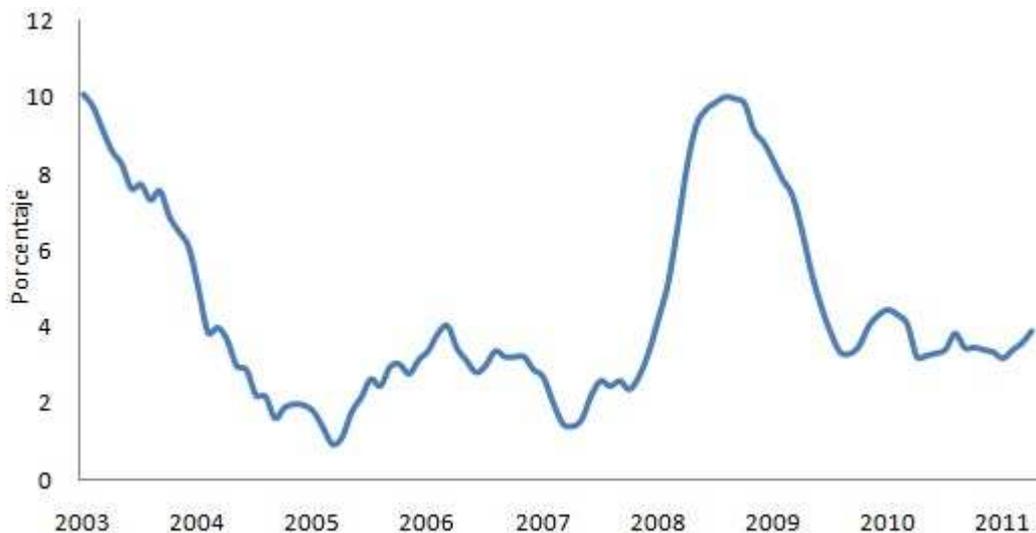
Figura 4.12: Variables endógenas (segundo modelo)



(a) IDEAC



(b) Tasa de interés



(c) Tasa de inflación

A partir de los criterios de información se ha determinado que el número de rezagos óptimo es dos. Las variables en conjunto no muestran raíz unitaria, el modelo es estable y sus residuos cumplen con el supuesto normalidad e independencia. Una vez estimados los rezagos y revisado que el modelo sea consistente econométricamente, se da paso a la estimación del modelo SVAR, cuyos coeficientes contemporáneos son:

Tabla 4.9: SVAR B&Q: Coeficientes estimados

Variable	IDEAC	T. interés	Inflación
IDEAC	23.08905	-2.23747	6.2164
T. interés	-0.02597	0.52486	0.1314
Inflación	-0.09863	-0.08798	0.3492

A partir de la metodología de Blanchard y Quah se observa que la inflación y las tasas de interés no afectan al producto en el largo plazo (tabla 4.10). Se ortogonaliza la matriz de varianza-covarianza de los errores estimados, bajo el supuesto de que las innovaciones de demanda agregada no tienen un efecto en el largo plazo sobre el producto, es decir, la neutralidad del dinero⁸. El modelo

Tabla 4.10: Matriz de impacto de largo plazo

Variable	IDEAC	T. interés	Inflación
IDEAC	11.90081	0	0
I	-0.05634	0.32814	0
INF	-0.35867	0.03408	1.286

SVAR se puede expresar de la siguiente manera:

$$\begin{pmatrix} 23,09 & -2,24 & 6,22 \\ -0,03 & 0,52 & 0,13 \\ -0,10 & -0,09 & 0,35 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_t \\ i_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0,71 & 1,77 & -6,35 \\ -0,01 & -0,35 & -0,06 \\ -0,0003 & 0,11 & 0,57 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ i_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{pmatrix} + \quad (4.2) \\
 \begin{pmatrix} -0,35 & 5,55 & 1,52 \\ -0,003 & -0,24 & -0,04 \\ 0,002 & 0,18 & 0,16 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-2} \\ i_{t-2} \\ \pi_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix}$$

⁸La neutralidad del dinero significa que cuando varían las variables nominales, estas lo hacen en igual proporción no afectando a las variables reales. Entonces, si el dinero es neutral, si aumenta la cantidad nominal de dinero, al final de todos los ajustes, quedarán iguales los saldos reales de dinero.

Los gráficos 4.13, 4.14 y 4.15 muestran a continuación las funciones de impulso respuesta acumuladas de las variables endógenas ante un choque de un punto, bien sean de oferta, monetarios o de demanda. Se utiliza la técnica de bootstrap⁹ para estimar los intervalos de confianza (95 % de significancia) de las funciones impulso-respuesta, con 1.000 réplicas, utilizando los residuos originales y seleccionándolos aleatoriamente con reposición.

Una perturbación de oferta de un punto produce inicialmente un aumento de 23,1 % en la tasa de crecimiento real de la producción, tardando 5 meses en llegar a su efecto de largo plazo de alrededor de 11,8 %. Esto significa que si, por ejemplo, la tasa de crecimiento inicial del IDEAC fuese igual a 1 %, luego del choque, la misma sería igual a 1,231 %¹⁰. Por su parte, un choque de oferta de un punto reduce la tasa de interés en 0,03 % y 0,1 % en la inflación subyacente, con un efecto permanente sobre estas variables.

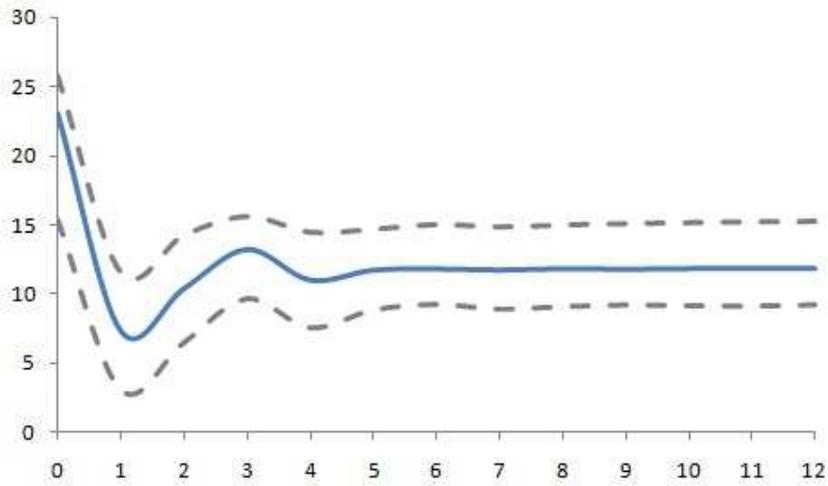
Como era de esperarse, los choques monetarios y de demanda tienen un efecto transitorio sobre el producto real por las restricciones impuestas al modelo. Con el choque monetario se logra tener un impacto máximo en el segundo mes con un incremento de 1,85 % en el IDEAC. Para el caso de la tasa de interés, se tiene un aumento contemporáneo de 0,52 %, estabilizándose en 0,32 % a partir del cuarto mes. En la inflación se tiene un efecto transitorio, con una disminución de 0,09 % hasta el segundo mes, luego se hace nulo.

El choque de demanda influye transitoriamente en el producto real y en la tasa de interés nominal, los incrementos desaparecen en el sexto y cuarto mes, respectivamente. Mientras que para la inflación subyacente, el choque de demanda en un punto produce un incremento sostenido de alrededor de 1,20 % en el largo plazo. El impacto de los choques en las variables deja de ser estadísticamente significativo a partir del séptimo mes.

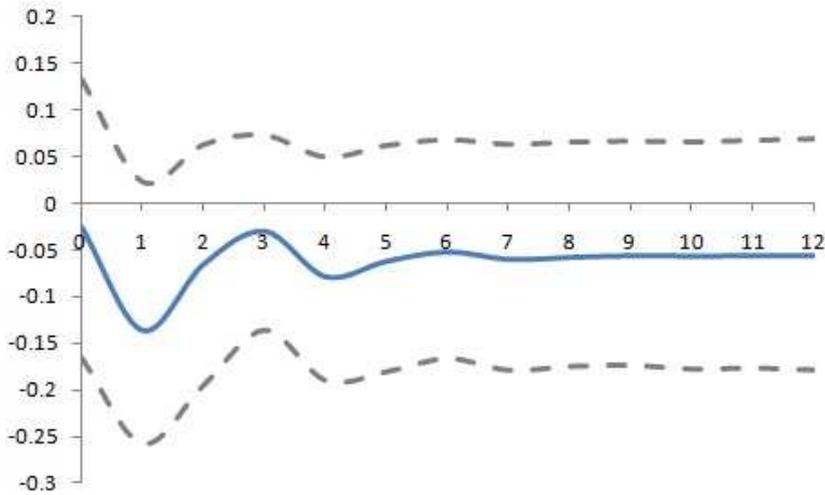
⁹El método de bootstrap es un caso particular de la simulación de Montecarlo, ya que depende de muestreo al azar.

¹⁰ $1,231 \% = 1 \% * (1 + 0,231)$

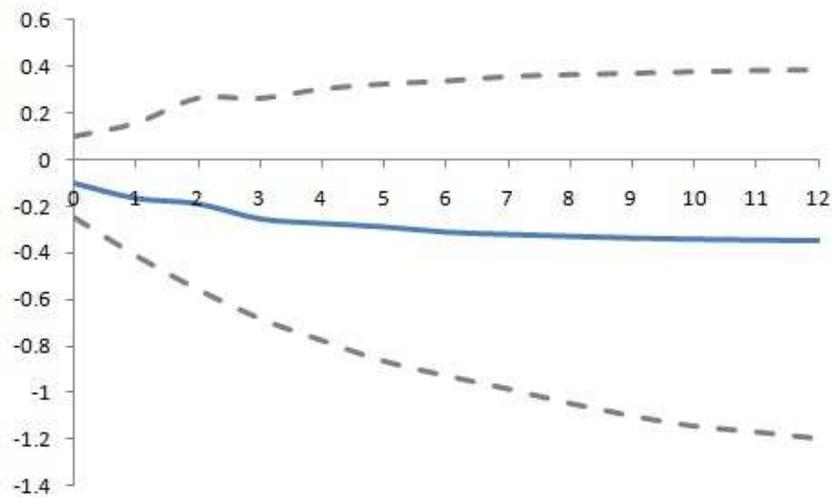
Figura 4.13: Perturbación de oferta (Segundo modelo)



(a) Respuesta acumulada de la producción real

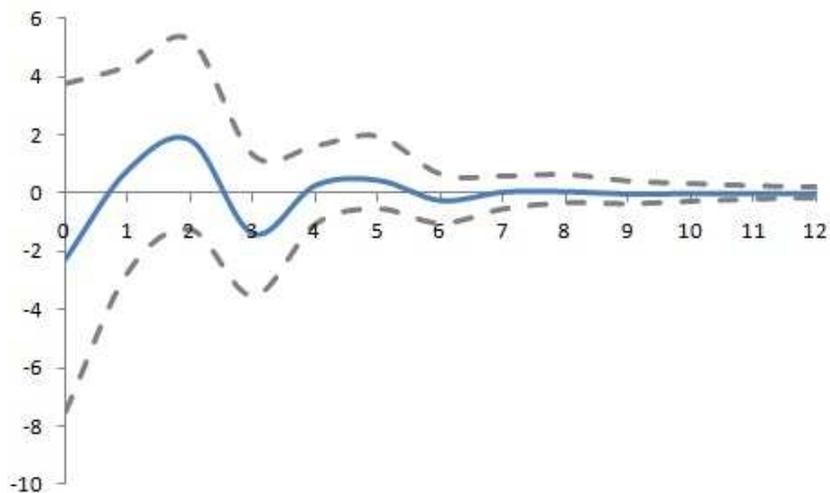


(b) Respuesta acumulada de la tasa de interés

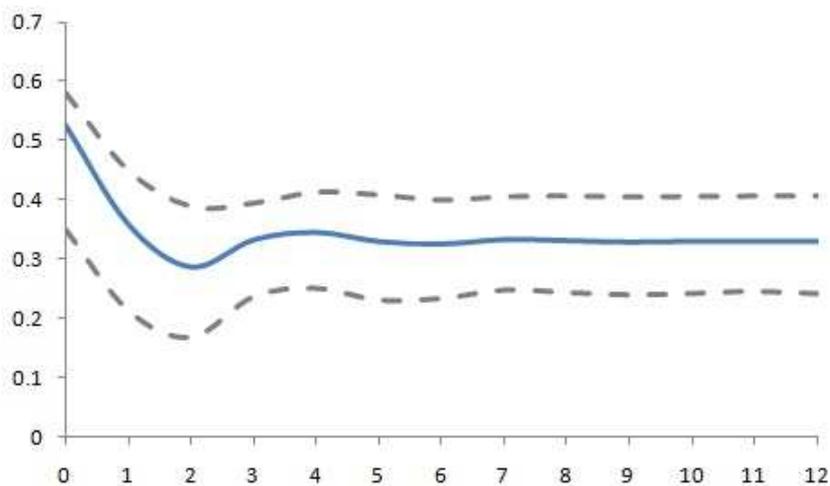


(c) Respuesta acumulada de la inflación

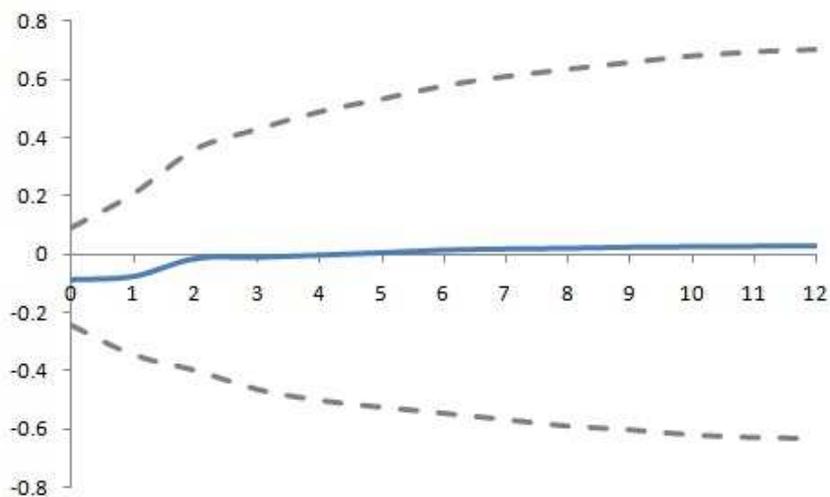
Figura 4.14: Perturbación monetaria (segundo modelo)



(a) Respuesta acumulada de la producción real

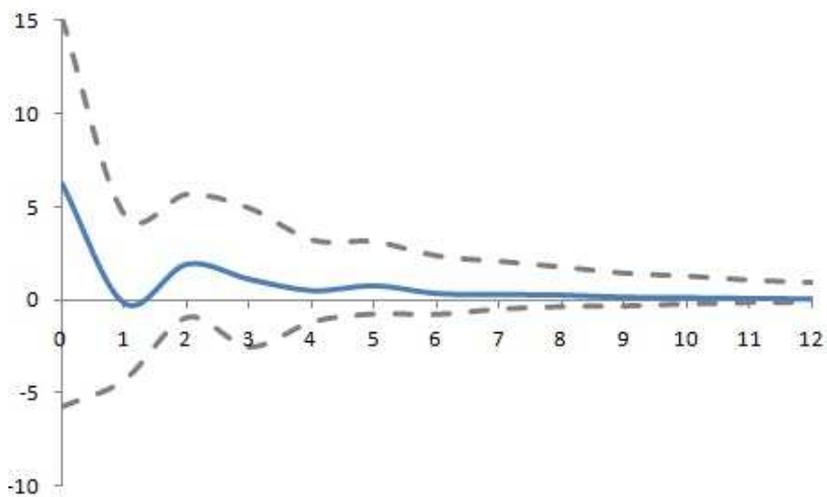


(b) Respuesta acumulada de la tasa de interés

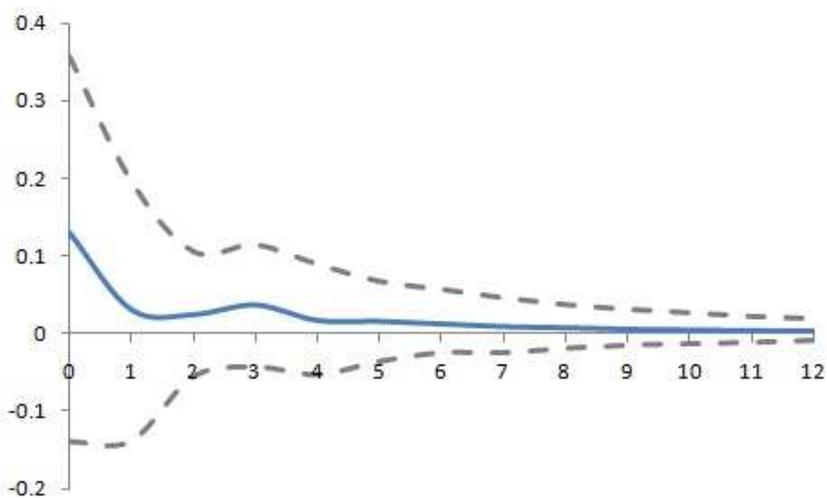


(c) Respuesta acumulada de la inflación

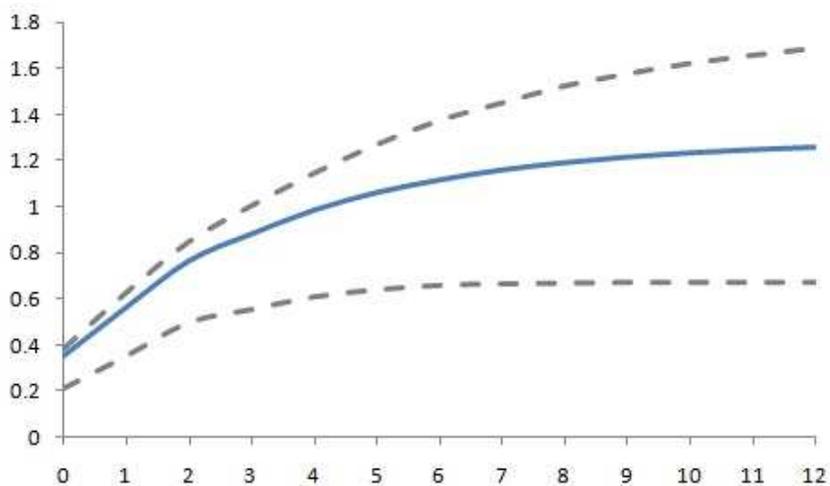
Figura 4.15: Perturbación de demanda (segundo modelo)



(a) Respuesta acumulada de la producción real



(b) Respuesta acumulada de la tasa de interés



(c) Respuesta acumulada de la inflación

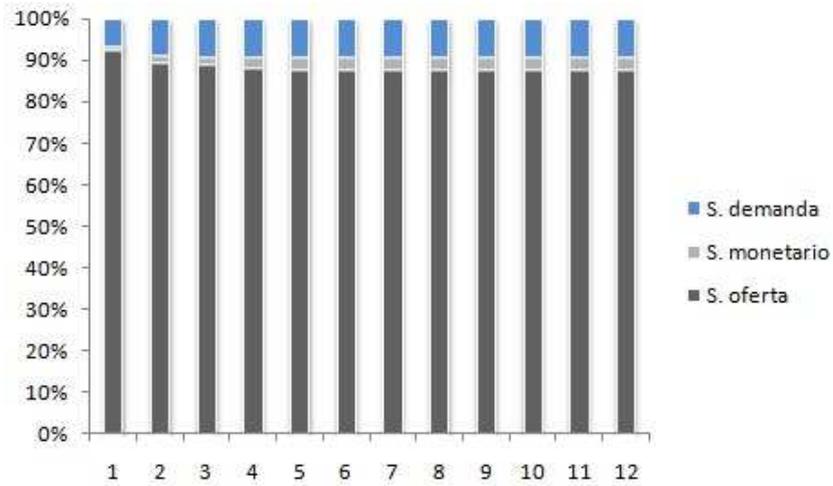
La descomposición de varianza nos permite jerarquizar el impacto de los choques para cada variable definida. Esto posibilita aislar el porcentaje de variabilidad en las series explicado por una de las innovaciones para distintos horizontes predictivos, tal y como se puede ver en la figura 4.16. Un cambio en $\varepsilon_{1,t}$ modificará inmediatamente el valor presente del producto real, pero también puede modificar los valores futuros de la tasa de interés, la inflación y de la misma producción al incluirse el valor retardado del IDEAC en las tres ecuaciones.

La intención al hacer explícita esta conexión entre el modelo originalmente estimado y el obtenido, es clarificar que este último una vez realizada la ortogonalización, no es una forma reducida, sino una forma estructural; y que por tanto, el proceso de ortogonalización es de hecho una forma de identificación. De esta manera se puede calcular las contribuciones de las innovaciones sobre el error de predicción del período siguiente. Es de esperar que en el corto plazo la propia innovación explique la mayor proporción de este error. (Guerrero [36], 2010)

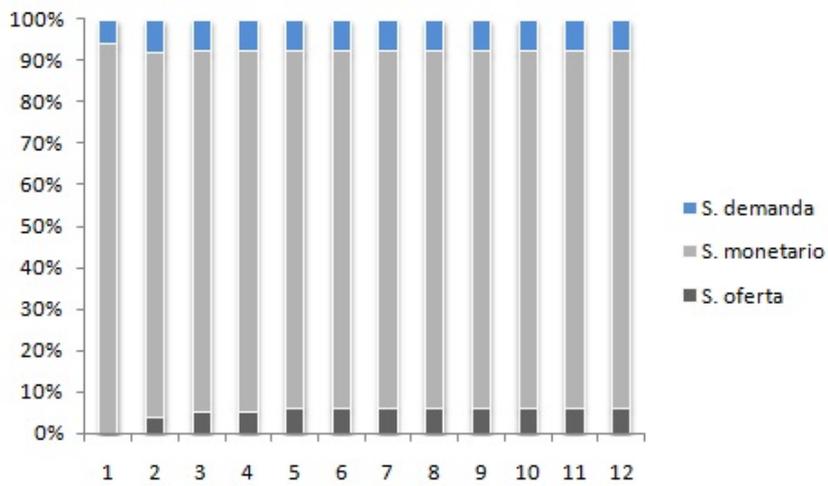
A través de la descomposición de varianza se observa la exogeneidad del IDEAC, lo que era de esperarse por las restricciones de identificación impuestas al modelar el SVAR. A un horizonte de doce meses los choques de oferta explican una mayor proporción, aproximadamente el 87 %, de la varianza del error de pronóstico de la producción real, en tanto que, el peso de los choques de demanda y monetarios en conjunto no supera el 13 % de dicha explicación.

Se tiene un comportamiento similar para las demás variables, es decir, sus propios choques tienen un mayor peso en la varianza de las innovaciones. En efecto, el choque monetario explica el 86,1 % en la varianza del error de pronóstico de la tasa de interés y el choque de demanda posee el 88,3 % en la inflación, comprobándose así la existencia de una medida de inflación subyacente para el caso ecuatoriano. De este modo el cálculo de las funciones impulso-respuesta y de descomposición de la varianza, sugieren las mismas interacciones dinámicas.

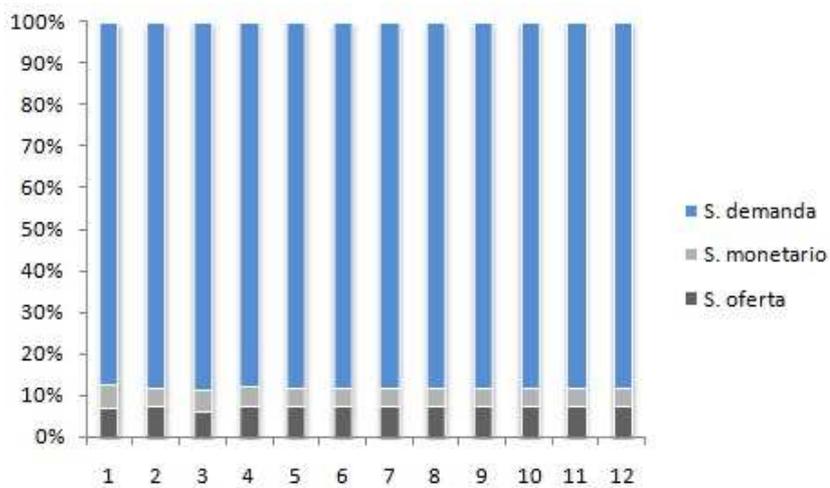
Figura 4.16: Descomposición de varianza (segundo modelo)



(a) Producción real



(b) Tasa de interés



(c) Inflación

4.4. EVALUACIÓN COMPARATIVA

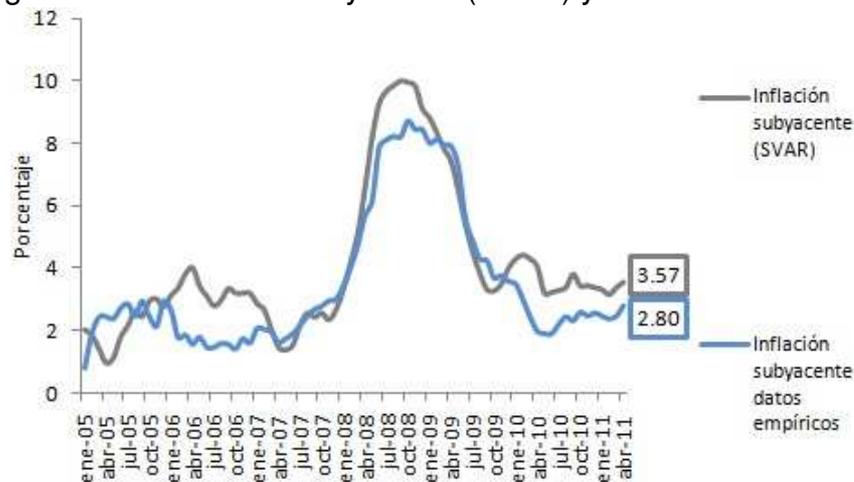
Se ha visto que la inflación subyacente representa a la inflación monetaria, que es distinta de la general. La inflación monetaria es la que está directamente influenciada por la política monetaria, es decir, se da cuando el aumento de la oferta de dinero es superior al incremento de la demanda de dinero¹¹. En cambio, la inflación conceptualmente se concibe como la que afecta a todos los precios uniformemente y representa un elemento común a todos los cambios en los precios. La inflación general se utiliza como un indicador de los cambios en el costo de vida.

La inflación subyacente puede ser utilizada como un indicador de la tendencia futura de la variación de precios relativos, siendo más informativa para los hacedores de política y aún más en dolarización, puesto que la oferta monetaria es desconocida. La distinción entre la inflación y la subyacente se hace sobre la base de que la inflación monetaria determina el nivel de precios en el largo plazo, pero sin tomar en cuenta los factores de corto plazo que pueden influir inmediatamente en la variación de los precios relativos. El desafío básicamente es separar la inflación monetaria de la tasa de inflación general, que en este estudio se ha realizado con vectores autorregresivos estructurales.

En el gráfico 4.17, se analiza simultáneamente a las dos medidas de inflación monetaria. La inflación subyacente derivada del método SVAR tiene una evolución muy similar a la general, mientras que la obtenida a partir de datos empíricos tiende a ser más plana. Un aspecto interesante sugerido de este análisis es la estabilización de la inflación en el último año. Asimismo, se podría esperar un aumento de la variación de precios para los meses posteriores.

¹¹El principal fundamento es la teoría cuantitativa del dinero. Por ejemplo, el exceso de oferta de dinero puede darse de una monetización del déficit del gobierno u otra causa.

Figura 4.17: Inflación subyacente (SVAR) y la inflación de fondo



Fuente: Elaboración propia

La comparación se debe efectuar necesariamente desde enero 2005, puesto que se tiene una nueva estructura de cálculo del IPC con el cambio de año base 2004=100. Esto dificulta un poco el análisis de la inflación subyacente más históricamente, siendo una fortaleza para la metodología SVAR, que sí lo permite. En la tabla 4.11, se puede apreciar más detalladamente la diferencia entre las dos canastas del IPC, del anterior año base y del actual, divididas en agrupaciones.

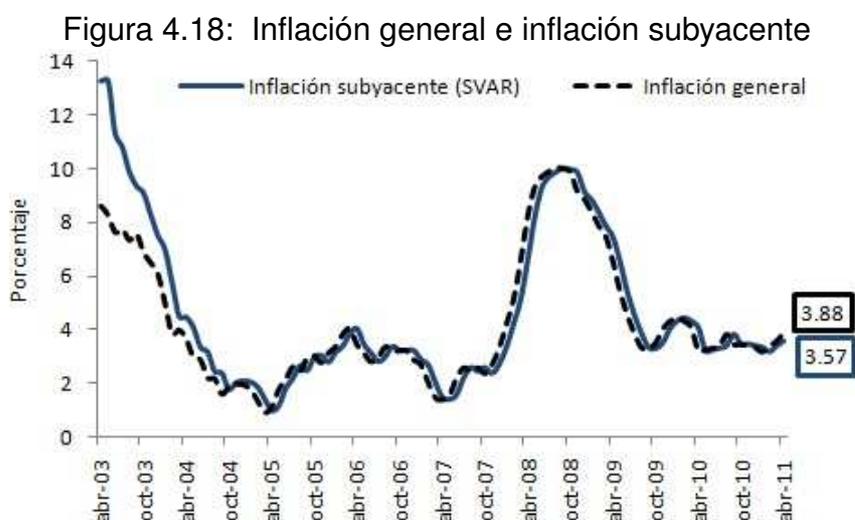
Tabla 4.11: Comparación del número de artículos de la canasta básica familiar 1994-1995, con la canasta de artículos 2004

No.	Agrupaciones	No. artículos	
		1994	2004
1	Alimentos, bebidas y tabaco	77	94
2	Vestido y calzado	37	47
3	Alquiler, agua, electricidad, gas y otros comb.	6	7
4	Muebles, equipamiento y mantenimiento de la vivienda	29	37
5	Salud	21	28
6	Transporte	8	17
7	Esparcimiento y cultura	11	30
8	Educación	20	10
9	Hoteles, cafeterías y restaurantes	5	6
10	Bienes y servicios misceláneos	14	23
Total		228	299

Fuente y elaboración: INEC. Metodología del índice de precios al consumidor IPC, 2005.

En la gráfica 4.18 se compara a la inflación monetaria con el crecimiento anual del IPC. El comportamiento de la inflación subyacente estimada es coherente

con la evolución pasada y reciente de la inflación observada. Ambas medidas descienden drásticamente desde abril de 2003 hasta principios de 2005. Este fenómeno permite concluir que la política monetaria fue compatible con el abatimiento de la inflación con la adopción de la dolarización. Por otra parte, es necesario recalcar que el crecimiento del IPC es menor a la inflación subyacente, resultado de una perturbación positiva al producto de largo plazo. Dicho choque de oferta fue provocado por la finalización de la construcción del oleoducto de crudos pesados (OCP), que permitió incrementar la producción nacional.



Fuente: Elaboración propia

En el período comprendido entre abril de 2005 y diciembre de 2007, se observa que el efecto positivo de las perturbaciones al producto de largo plazo se desvanece y la inflación subyacente fluctúa alrededor del crecimiento porcentual del IPC.

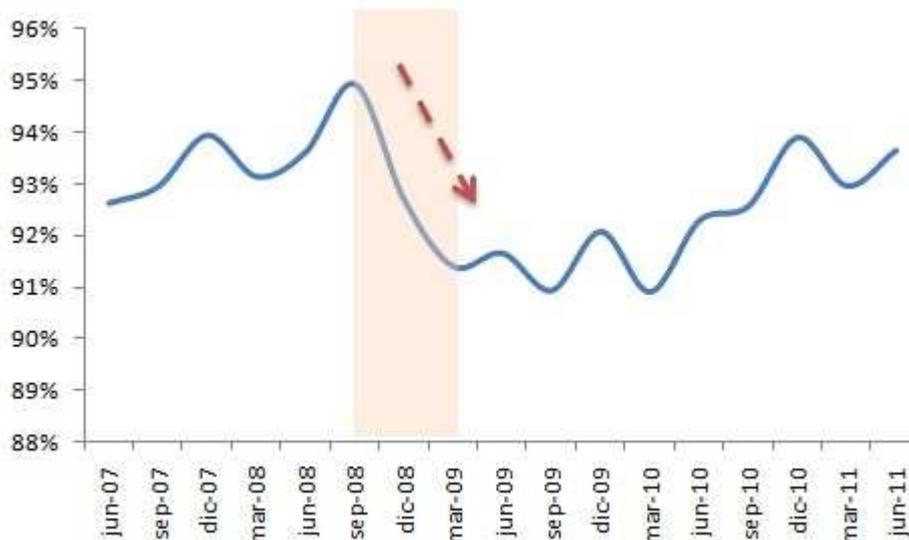
De enero a octubre de 2008, el crecimiento de la inflación general se acelera. Uno de los factores que habría influido es el aumento sostenido de las exportaciones que deja una menor disponibilidad interna afectando los precios, principalmente en los productos agrícolas. Esto provoca un aumento de circulante en la economía, que conjuntamente con el incremento del crédito¹² expanden la demanda agregada generando presiones inflacionarias adicionales al de los

¹²El incremento del crédito se dio por la disminución de las tasas de interés, recalentando la economía con influencia en la variación de los precios relativos.

factores externos (precios crecientes en las materias primas). La inflación subyacente también presenta un comportamiento similar, probablemente por el gasto público elevado muy por encima del crecimiento potencial.

A partir de octubre de 2008 se observa una disminución muy notable de la inflación subyacente. La causa de este fenómeno es la contracción de la demanda agregada por efecto de la crisis, que dio lugar a un descenso en el consumo agregado provocado por los menores niveles de empleo (ver gráfico 4.19) y a su vez del ingreso de las familias. Esta tendencia se mantuvo hasta octubre de 2009, tanto en la inflación general como en la subyacente, destacando nuevas perturbaciones negativas sobre el producto de largo plazo. Una posible causa de estos choques es la restricción del crédito del sistema bancario para mantener la liquidez en el sistema financiero, afectando negativamente al producto de largo plazo.

Figura 4.19: Evolución de la tasa de ocupación global (junio 2007 - junio 2011)



Fuente y elaboración: INEC. Elaboración propia.

El comportamiento de la inflación en el último año se ha caracterizado por un incremento sostenido no solo del IPC, sino también en los indicadores de tendencia inflacionaria, con indicios de no existir presiones monetarias.

4.4.1. INFLACIÓN Y HECHOS ESTILIZADOS

Los hechos estilizados se han utilizado para el ordenamiento de las variables en el modelo de corto plazo, por su capacidad de representar de mejor manera la dinámica de la economía ecuatoriana; sin embargo, es necesario evaluar si dichas relaciones se han captado adecuadamente en el modelo SVAR. Para dicho fin, se da paso a un análisis comparativo entre las funciones de impulso respuesta y los resultados obtenidos en los hechos estilizados.

El orden sugerido para el modelo autorregresivo estructural fue: la brecha de producto, inflación y la tasa de interés. El impacto producido sobre la variación de precios relativos, debido a un choque de origen monetario y de oferta, se expresa a continuación:

1. Una perturbación monetaria produce una respuesta negativa y persistente en la inflación. Esta última tuvo un impacto de alrededor de -0,8%.
2. Un incremento en la brecha de producto provoca un aumento permanente en la variación de precios relativos, ubicándose en 1,23% aproximadamente a lo largo del tiempo.

Estos resultados son congruentes con el análisis de hechos estilizados. Se había visto que la inflación tiene una relación inversa con la tasa de interés nominal, a diferencia de la brecha de producto, con la que guarda una correlación procíclica. La primera variable se encuentra rezagada en tres períodos, mientras que la segunda se adelanta al ciclo de la variación de precios relativos en nueve meses.

Como es de conocimiento general, el modelo SVAR es sensible al ordenamiento y jerarquización de las variables, pudiendo expresar relaciones engañosas. Sin embargo, se ha observado la coherencia entre el análisis empírico y econométrico, de donde se puede considerar válido y acertado el instrumento de predicción de la inflación.

CAPÍTULO 5

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

5.1. CONCLUSIONES

1. El presente estudio refleja la posibilidad de modelar de manera sencilla la estructura de la economía ecuatoriana en base a modelos básicos para orientar el uso de metodologías econométricas disponibles para la formulación de política económica.
2. La metodología de los Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) posibilita modelar el comportamiento de las variables en función de sus perturbaciones según sean de demanda, de oferta o de origen monetario. De igual forma, permite obtener la descomposición histórica de la inflación subyacente.
3. Queda abierta la posibilidad de desarrollar un modelo econométrico que incorpore la variable tipo de cambio y además incluya expectativas para futuras aproximaciones. En cuanto a la metodología, se podría utilizar diferentes esquemas de identificación y también se abre la posibilidad de incorporar relaciones no lineales¹.

¹La literatura más moderna en el estudio de las funciones de reacción se ha centrado en el uso de preferencias asimétricas para el Banco Central en la regla de Taylor y/o curvas de

4. En los resultados del primer modelo, se halla que los choques de oferta explicaron en mayor medida el comportamiento del nivel de inflación, por lo que, este modelo no refleja la inflación subyacente sino más bien la inflación general. Asimismo, este modelo guarda consistencia con el análisis de hechos estilizados, siendo un buen indicador de la variación de precios relativos.
5. En lo que respecta a los resultados del segundo modelo, los choques de demanda explicaron en mayor medida el comportamiento de la inflación; con lo cual, la hipótesis del documento de trabajo no es rechazada, es decir, existe una medida de inflación subyacente.
6. Ambos modelos prevén un alza en la variación de precios relativos. La inflación importada (precios de petróleo y otros commodities) está presionando a los precios domésticos en el 2011 como sucedió en el año 2008.

5.2. RECOMENDACIONES

A continuación se presenta algunas recomendaciones obtenidas del estudio:

1. La implicación política importante que surge de este análisis es que la estrategia fiscal debe centrarse en tres cuestiones principales. El primer tema es racionalizar y mejorar la eficiencia del gasto público, como una manera de detener una expansión monetaria superior al crecimiento potencial de la producción. La racionalización del gasto debe realizarse en concordancia a la eficiencia relativa de las categorías de gasto importantes en términos de resultados de desempeño; igualmente, es necesario mejorar la gestión del sector público. En segundo lugar, el ingreso nacional debe basarse en proyectos de inversión, que permitan incrementar la producción y a su vez desacelerar el crecimiento de los precios, por aumento de la oferta. En ter-

Phillips no lineales para modelar dichas funciones, las cuales son derivadas óptimamente y tienen características no lineales. (González y Tejada [35], 2006)

cer lugar, todas estas medidas deberían aplicarse en paralelo con reformas estructurales, en el sistema de subsidios por ejemplo.

2. Se propone la estimación de los mecanismos de transmisión en el Ecuador (de ser posible), sobre todo por el cambio de régimen monetario a dolarización, para comprender como funcionaría la dinámica entre la política monetaria, la inflación y las expectativas de los agentes en nuestro país; de esta manera, sería factible una propuesta en este campo de política económica.

ANEXOS

ANEXO A

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Con el fin de determinar las propiedades de estacionariedad de las series se pueden utilizar distintos procedimientos: el Test de Dickey Fuller (DF) y el Test de Dickey Fuller Aumentado (ADF).

TEST DE DICKEY-FULLER SIMPLE (DF)

Dickey-Fuller (1979) consideró tres modelos base para la serie $X_t, t = 1, \dots, T$.

- Modelo [1]: Modelo sin constante ni tendencia determinista:

$$(1 - \rho L)X_t = \varepsilon_t \quad (\text{A.1})$$

- Modelo [2]: Modelo con constante y sin tendencia determinista:

$$(1 - \rho L)(X_t - \mu) = \varepsilon_t \quad (\text{A.2})$$

- Modelo [3]: Modelo con constante y tendencia determinista:

$$(1 - \rho L)(X_t - \alpha - \beta t) = \varepsilon_t \quad (\text{A.3})$$

En cada uno de los tres modelos, suponemos que $\varepsilon_t \sim RB(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Si $\rho = 1$, significa que una de las raíces del polinomio de retardo es igual a 1. Decimos entonces que estamos ante la presencia de raíz unitaria. En otras palabras, X_t no es un proceso estacionario y la no estacionariedad es de naturaleza estocástica (proceso DS).

Se prueba la hipótesis nula de raíz unitaria (X_t es $I(1)$, no estacionaria) contra la hipótesis alternativa de ausencia de raíz unitaria (X_t es de orden $I(0)$, estacionaria). Escribamos entonces las hipótesis nula y alternativa para cada uno de los tres modelos considerados:

- Modelo [1]:

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 1 \Leftrightarrow X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \\ H_1 : |\rho| < 1 \Leftrightarrow X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \end{cases} \quad (\text{A.4})$$

Así, bajo la hipótesis nula, X_t sigue un proceso de caminata aleatoria sin deriva. Bajo la hipótesis alternativa, X_t sigue un proceso AR(1).

- Modelo [2]:

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 1 \Leftrightarrow X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \\ H_1 : |\rho| < 1 \Leftrightarrow X_t = \rho X_{t-1} + \gamma + \varepsilon_t \quad \text{con} \quad \gamma = \mu(1 - \rho) \end{cases} \quad (\text{A.5})$$

La hipótesis nula corresponde a un proceso de caminata aleatoria sin deriva. Bajo la hipótesis alternativa, X_t sigue un proceso AR(1) con deriva.

- Modelo [3]:

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 1 \Leftrightarrow X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \\ H_1 : |\rho| < 1 \Leftrightarrow X_t = \rho X_{t-1} + \lambda + \delta t + \varepsilon_t \\ \text{con} \quad \lambda = \alpha(1 - \rho) + \rho\beta; \quad \delta = \beta(1 - \rho) \end{cases} \quad (\text{A.6})$$

Bajo la hipótesis nula, X_t sigue una caminata aleatoria con deriva. Bajo la hipótesis alternativa, se puede decir que:

$$X_t = \alpha + \beta t + \eta_t \quad (\text{A.7})$$

$$\text{Con } \eta_t = X_t - \alpha - \beta t = \frac{1}{1-\rho L} \varepsilon_t .$$

Así, bajo la hipótesis alternativa, X_t es un proceso TS con errores ARMA. Podemos hacerlo estacionario calculando las desviaciones con relación a la tendencia estimada por el MCO.

TEST DE DICKEY-FULLER AUMENTADO (ADF)

La prueba de Dickey-Fuller ha sido extendida en el caso en el que el error sigue un proceso $ARMA(p, q)$ por Saïd y Dickey (1984, 1985).

Hemos supuesto hasta ahora que el término de error era un ruido blanco. Sin embargo, este término puede estar autocorrelado y heterocedástico. Podemos en efecto tener:

$$(1 - \rho L)X - t = z_t \quad \text{con } z_t \sim AR(p - 1) \quad (\text{A.8})$$

es decir,

$$z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i z_{t-i} + \eta_t \quad (\text{A.9})$$

donde $\eta_t \sim RB(0, \sigma_\eta^2)$

Tenemos así un modelo DS con errores autocorrelados. Introduciendo al operador de retardo, viene:

$$\theta_{p-1}(L)z_t = \eta_t \quad (\text{A.10})$$

con $\theta_{p-1}(L) = 1 - \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i L^i$

ANEXO B

PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN

En los casos donde se presentan dos o más variables integradas de orden uno es necesario hacer análisis de cointegración para saber si hay que incorporarle un mecanismo de corrección de errores al modelo VAR en primeras diferencias. Esto se puede realizar a través de la prueba de Johansen.

TEST DE JOHANSEN

El test de Johansen es un procedimiento para probar la cointegración de varias series de tiempo, basado en la prueba ADF para los residuos. Se pueden identificar dos tipos de pruebas, ya sea con traza o con valor propio aunque las inferencias varían un poco. La hipótesis nula para la traza es el número de vectores de cointegración $r \leq ?$, mientras que la hipótesis nula para la prueba del valor propio es $r = ?$.

Como cualquier prueba de raíz unitaria, puede haber un término constante, un término de tendencia, ambas o ninguna en el modelo. Para un modelo VAR(p):

$$X_t = \mu + \Phi D_t + \Pi_p X_{t-p} + \dots + \Pi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (\text{B.1})$$

Hay dos posibles especificaciones para los VEC (modelos de vectores de corrección de errores):

1. *VEC de largo plazo*

$$\Delta X_t = \mu + \Phi D_t + \Pi X_{t-p} + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (\text{B.2})$$

donde: $\Gamma_i = \Pi_1 + \dots + \Pi_i - I, \quad i = 1, \dots, p-1$

2. *VEC transitorios*

$$\Delta X_t = \mu + \Phi D_t - \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} - \dots - \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (\text{B.3})$$

donde: $\Gamma_i = (\Pi_{i+1} + \dots + \Pi_p), \quad i = 1, \dots, p-1$ En ambos VEC se tiene:

$$\Pi = \Pi_1 + \dots + \Pi_p - I$$

ANEXO C

QUIEBRES ESTRUCTURALES

Una serie de tiempo a menudo puede tener un cambio estructural debido a un cambio en la política o un choque repentino en la economía. Con el fin de comprobar su existencia se puede utilizar las metodologías que se mencionan a continuación:

ESTIMACIÓN POR LOS MÍNIMOS CUADRADOS RECURSIVOS, PRUEBA DE CUSUM Y CUSUM CUADRADO

El método de mínimos cuadrados recursivos trata de estudiar la estabilidad de los coeficientes en el tiempo. Supongamos que se desea estimar un vector β con k coeficientes. Se procede a realizar una primera estimación del vector β utilizando las k primeras observaciones de la muestra total considerada. Se añade luego la observación siguiente y obtenemos la segunda estimación de β teniendo como base las $k + 1$ observaciones utilizadas. Seguimos este procedimiento hasta que hayamos utilizado las T observaciones de la muestra, lo que nos da $T - k + 1$ estimadores del vector β . En cada etapa, el último valor estimado de β puede ser utilizado para prever el valor próximo de la variable explicada. El error de previsión a un paso adelante que resulta de esta previsión es llamado residuo recursivo.

Más formalmente, consideremos el modelo a k coeficientes:

$$Y_t = X_t\beta_t + \varepsilon_t \quad (\text{C.1})$$

con: $Y_t = (y_1, \dots, y_t)$, $\varepsilon_t = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_t)$, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 I)$ y:

$$X_t = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{21} & \cdots & x_{k1} \\ x_{12} & x_{22} & \cdots & x_{k2} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ x_{1t} & x_{2t} & \cdots & x_{kt} \end{pmatrix} \quad (\text{C.2})$$

$$\beta_t = \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{21} & \cdots & \beta_{k1} \\ \beta_{12} & \beta_{22} & \cdots & \beta_{k2} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \beta_{1t} & \beta_{2t} & \cdots & \beta_{kt} \end{pmatrix} \quad (\text{C.3})$$

El estimador de los mínimos cuadrados ordinarios basado en las t primeras observaciones se escribe:

$$\hat{\beta}_t = (X_t'X_t)^{-1}(X_t'Y_t) \quad (\text{C.4})$$

para $t = k, \dots, T$.

El estimador final, $\hat{\beta}_t$, siendo idéntico al estimador de los MCO, se puede calcular de manera recursiva:

$$\hat{\beta}_{t-1} = (X_{t-1}'X_{t-1})^{-1}(X_{t-1}'Y_{t-1}) \quad (\text{C.5})$$

$\hat{\beta}_{t-1}$ puede ser utilizado para prever Y en el tiempo t . La previsión está dada por $x_t'\hat{\beta}_{t-1}$ y el error de previsión por: $Y_t - x_t'\hat{\beta}_{t-1}$ con $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{kt})$, que representa el vector de las k variables exógenas para la t -ésima observación. Sabiendo que la varianza del error de pronóstico es el siguiente:

$$\sigma^2 = \sigma_\varepsilon^2(1 + x_t'((X_{t-1}'X_{t-1})^{-1})x_t) \quad (\text{C.6})$$

Los residuos recursivos w_t se escriben:

$$w_t = \frac{Y_t - x'_t \hat{\beta}_{t-1}}{(1 + x'_t ((X'_{t-1} X_{t-1})^{-1}) x_t)^{1/2}} \quad (\text{C.7})$$

Los residuos recursivos están definidos como los errores de predicción. Pueden calcularse para $t = k + 1, \dots, T$. Si el modelo es correcto, es decir, si los coeficientes son estables a través del tiempo, los residuos recursivos están idénticamente e independientemente distribuidos según la ley normal centrada de varianza σ_ε^2 .

Para probar la hipótesis nula de estabilidad de los coeficientes, se han propuesto varias pruebas, en las cuales CUSUM (*Cumulative Sum*) y CUSUM cuadrado fueron introducidas por Brown, Durbin y Evans (1975). Se trata de tests gráficos basados en residuos recursivos dados por la relación C.7, en los cuales el objetivo es probar la hipótesis nula:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_T = \beta \quad (\text{C.8})$$

Si β_t es constante hasta el tiempo $t = t_1$ y se hace variable para $t > t_1$, los residuos recursivos serán de media nula hasta el tiempo t_1 y de media no nula después. El test CUSUM está basado en el estadístico:

$$W_t = \sum_{\tau=k+1}^t \frac{w_\tau}{\hat{\sigma}_w} \quad (\text{C.9})$$

Donde $t = k + 1, \dots, T$ y:

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{T - k - 1} \sum_{\tau=k+1}^t (w_\tau - \bar{w})^2 \quad (\text{C.10})$$

con:

$$\bar{w} = \frac{1}{T - k} \sum_{\tau=k+1}^t w_\tau \quad (\text{C.11})$$

Bajo la hipótesis nula de estabilidad, W_t se sitúa en el interior del intervalo

$[-L_t, L_t]$ donde:

$$L_t = \frac{\alpha(2t + T + 3k)}{(T - k)^{1/2}} \quad (\text{C.12})$$

con $\alpha = 1,143$ al umbral estadístico del 1%, $\alpha = 0,948$ al 5% y $\alpha = 0,850$ al 10%.

Si W_t sale del intervalo $[-L_t, L_t]$, es un síntoma de inestabilidad.

En general, utilizamos la prueba CUSUM con el fin de comprobar la existencia de inestabilidad estructural. Si se desea detectar movimientos aleatorios de los coeficientes utilizamos más bien la prueba CUSUM cuadrada.

La prueba CUSUM cuadrada está basada en el estadístico:

$$S_t = \frac{\sum_{\tau=k+1}^t w^2 \tau}{\sum_{\tau=k+1}^T w^2 \tau} \quad (\text{C.13})$$

Bajo la hipótesis nula de estabilidad de los coeficientes, el valor esperado S_t está dada por:

$$E[S_t] = \frac{t - k}{T - k} \quad (\text{C.14})$$

y está comprendida entre 0 (para $t = k$) y 1 (para $t = T$).

ANEXO D

INFLACIÓN DE FONDO

Tabla D.1: Artículos de la Inflación de fondo

Agrícola y pesca	Agroindustria	Industria
Agrícola y pesca	Agroindustria	Industria
Pescados frescos	Pan baguette	Casimir
Camarones	Carne de res con hueso	Seda
Naranja	Carne de res molida	Blue jean (hombre)
Guineo	Carne de res sin hueso	Camisa (hombre)
Mora	Presas de pollo	Chompa (hombre)
Uva	Pollo entero	Pantalón (hombre)
Manzana	Jamón	Terno para hombre
Tomate de árbol	Mortadela	Medias (hombre)
Frejol tierno	Salchichas de pollo	Calzoncillo (hombre)
-	Salchichas de res	Calentador (hombre)
-	Atún en conserva	Camiseta (hombre)
-	Sardinias en conserva	Blue jean (mujer)
-	Leche pasteurizada homogeneizada	Blusa (mujer)
-	Leche en polvo	Falda
-	Yogurt	Pantalón (mujer)
-	Queso de cocina	Brazier
-	Queso de mesa	Medias (mujer)
-	Mermelada	Calzonaria (panty)
-	Helados	Camisa de dormir (pijama) para mujer
-	Sal	Medias nylon
-	Salsa de tomate	Terno para mujer
-	Papas fritas (envasadas)	Camiseta (mujer)
-	Agua sin gas	Blue jean (niños)
-	Gaseosas	Blusa (niña)
-	Jugo de frutas	Camisa (niño)
-	Cerveza	Pantalón (niño)
-	Cigarrillos	Terno para niña
-	-	Calzonaria (panty) (niña)
-	-	Calzoncillo (niño)
-	-	Camiseta (niño)
-	-	Ternito para bebé

ANEXO D. INFLACIÓN DE FONDO

Agroindustria	Industria
Papas fritas (envasadas)	Camiseta (mujer)
Agua sin gas	Blue jean (niños)
Gaseosas	Blusa (niña)
Jugo de frutas	Camisa (niño)
Cerveza	Pantalón (niño)
Cigarrillos	Terno para niña
-	Calzonaria (panty) (niña)
-	Calzoncillo (niño)
-	Camiseta (niño)
-	Ternito para bebe
-	Correa (hombre)
-	Gorra
-	Zapatillas (hombre)
-	Zapatos de cuero (hombre)
-	Zapatos deportivos (hombre)
-	Sandalias (mujer)
-	Zapatos de cuero (mujer)
-	Zapatos deportivos (mujer)
-	Zapatos de cuero (niños)
-	Zapatos deportivos (niños 3-12 años)
-	Zapatos deportivos (niños 0-2 años)
-	Pintura
-	Gas doméstico
-	Cama de madera
-	Colchón
-	Juego de sala
-	Juego de comedor
-	Cortina de tela
-	Colcha, sobrecama
-	Edredón
-	Juego de sábanas
-	Mantel de tela
-	Toalla
-	Lavadora de ropa
-	Refrigeradora
-	Cocina de gas
-	Horno microondas
-	Licuada
-	Plancha eléctrica
-	Vaso de vidrio
-	Vajilla de porcelana
-	Olla de metal
-	Pilas
-	Betún líquido
-	Blanqueador para ropa
-	Cera para pisos
-	Desinfectante para uso doméstico
-	Desodorante para baño
-	Detergente
-	Insecticida
-	Escoba
-	Fundas para basura
-	Servilletas
-	Fósforos
-	Pinzas para ropa
-	Aspirina

Industria	Servicios
Tempra plus	Limpieza en seco de prendas de vestir
Comtrex	Confección de pantalón (hombre)
Mylanta	Confección de terno (hombre)
Alka-seltzer	Confección de traje de mujer
Linconcin	Reparación de calzado
Garamicina	Casa
Megacilina	Departamento
Vasotop	Pieza
Loratadina	Suministro de agua
Voltarén	Electricidad
Apronax	Medico general (consulta)
Cataflam	Medico especialista (consulta)
Baycuten	Atención medico dental
Fungirex	Examen de laboratorio
Mucosolvan	Radiografías
Teratos	Afinamiento (a b c)
Neurobion	Alineación y balanceo de llantas
Redoxón	Lavado, engrasado y pulverizado
Hepabionta	Estacionamiento
Acrosin-b	Transporte escolar
Preservativos	Transporte interprovincial
Lentes tradicionales	Transporte urbano
Automóvil	Taxi
Bicicleta	Viaje en avión
Neumáticos	Alquiler de internet
Gasolina extra	Celular (gasto de tarifa mensual)
Gasolina súper	Teléfono convencional (gasto de tarifa mensual)
Aceite	Servicio de revelado fotográfico
Compra de teléfono convencional	Cine
Dvd (reproductor)	Discoteca
Televisor a color	Alquiler de película
Radio-grabadora	Suscripción a televisión por cable
Equipo de sonido	Enseñanza preescolar (pensión)
Cámara fotográfica	Enseñanza primaria (pensión)
Rollo para cámara fotográfica	Matricula preescolar
Computadoras de escritorio	Matricula primaria
Cd de música	Enseñanza secundaria (pensión)
Auto de juguete	Matricula secundaria
Muñeca	Enseñanza universitaria (créditos)
Balón de futbol	Almuerzos
Diccionario	Desayunos
Libros no escolares	Hamburguesa
Periódico	Sanduches
Revista	Hotel
Borrador	Corte de cabello
Carpeta	Manicure
Cuaderno escolar	-
Cuaderno universitario	-
Esferoográfico	-
Juego geométrico	-
Lápiz	-
Papel bond	-
Uniforme escolar	-
Uniforme secundaria	-

Industria	Servicios
Tinte	-
Cepillo de dientes	-
Máquina manual de afeitarse	-
Fijador	-
Base de maquillaje	-
Colonia	-
Crema de manos, facial y para cuerpo	-
Desodorante	-
Shampoo	-
Talco	-
Pañales desechables (de niños)	-
Papel higiénico	-
Toallas sanitarias	-

Fuente: INEC y BCE

ANEXO E

DATOS

Los datos para el cálculo de la inflación subyacente fueron obtenidos del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC), Banco Central del Ecuador (BCE) y Superintendencia de Bancos y Seguros (SBS).

Los pasos que se siguieron para el cálculo de la proxy de las tasas de interés fueron los siguientes:

1. Se calculó la proxy de tasa de interés activa en el período enero 2003-diciembre 2010, mediante la siguiente fórmula: (intereses causados+ comisiones causadas+ pérdidas financieras+ provisiones+ gastos de personal+ honorarios+ servicios varios) / (cartera por vencer). Esta información está disponible en los boletines mensuales de la SBS.
2. Luego, se calculó una tasa activa efectiva en base al promedio ponderado por segmento de crédito en el período octubre 2007 a diciembre 2010. A partir de la fórmula que se muestra a continuación, se estima la Tasa Activa Efectiva Promedio Ponderada por Segmento de Crédito (TAEXSC).

$$TAEXSC_t = \sum_i^n TAE_{it} \times P_{it} \quad (E.1)$$

Donde: $TAEXSC_t$, es la Tasa Activa Efectiva Promedio Ponderada por Segmento de Crédito en el mes t , TAE_{it} es la tasa activa efectiva del segmento i en el mes t y P es la participación del segmento i en el total del

crédito concedido en el mes t .

3. Posteriormente, se estimó el modelo $y = bx$ con datos del período octubre 2007-diciembre 2010. En el modelo propuesto x es la primera diferencia de la proxy calculada en el paso 1, mientras que y es la primera diferencia de la tasa activa efectiva calculada en 2.
4. Utilizando el modelo propuesto en el paso 3 se calcularon los valores ajustados de y y los valores ajustados de la tasa activa efectiva calculada en 2, para el período enero 2003-Octubre 2007, por el cambio de sistema financiero.
5. De este modo, la serie de tasa de interés a utilizarse se constituye así:
 - Para el período enero 2003 - octubre 2007: los valores ajustados (utilizando el modelo propuesto en 3) de la tasa activa efectiva calculada en 2.
 - Para el período noviembre 2007 - diciembre 2010: los valores observados de la tasa calculada en 2.

El modelo estimado se muestra a continuación:

Tabla E.1: Modelo de Tasa de interés con 38 observaciones

Variable dependiente: d_taeplxseg				
Variable	Coefficiente	Desv. Est.	Estadístico t	Valor-p
d_proxy	0.500398	0.172773	2.8963	0.00623***

$R^2 = 0.18083$

R^2 Ajustado = 0.18083

Estadístico F (1, 38) = 8.3884 (p-value = 0.00623)

Estadístico Durbin-Watson = 2.35113

AIC = -313.622 SIC = -311.958 HQ = -313.025

Tabla E.2: Pruebas de diagnóstico del modelo de tasa de interés

Prueba	Estadístico	Valor-p
Heteroscedasticidad (prueba de White)*	3.70	0.05
Normalidad de los residuos**	7.49	0.02
Autorcorrelación (Prueba LM)***	0.90	0.57

* Ho: Heteroscedasticidad no presente.

** Ho: El error está normalmente distribuido.

***Ho: No autocorrelación.

Tabla E.3: Datos empleados

Fecha	Inflación anual (%)	Tasa de interés nominal	IDEAC serie bruta
ene-03	10.09	12.77	207.86
feb-03	9.76	13.02	198.36
mar-03	9.15	11.99	237.38
abr-03	8.59	12.48	244.82
may-03	8.25	11.85	217.26
jun-03	7.62	12.13	215.23
jul-03	7.72	13.51	242.53
ago-03	7.32	12.51	232.08
sep-03	7.55	11.44	211.78
oct-03	6.86	12.99	236.1
nov-03	6.48	11.88	224.89
dic-03	6.07	11.29	242.47
ene-04	3.92	11.31	201.01
feb-04	3.84	13.05	218.85
mar-04	3.98	11.22	237.08
abr-04	3.65	10.44	269.38
may-04	2.98	9.83	229.42
jun-04	2.87	10.10	237.98
jul-04	2.20	10.67	231.41
ago-04	2.17	10.75	240.16
sep-04	1.60	9.87	210.27
oct-04	1.88	9.91	240.53
nov-04	1.97	9.87	244.3
dic-04	1.95	8.03	267.25
ene-05	1.78	8.14	234.26
feb-05	1.36	8.59	222.41
mar-05	0.92	9.00	253.18
abr-05	1.10	8.95	320.29
may-05	1.77	10.65	265.38
jun-05	2.15	8.88	265.01
jul-05	2.62	9.23	259.7
ago-05	2.45	8.24	277.46
sep-05	2.94	7.77	295.98
oct-05	3.02	8.07	257.64
nov-05	2.76	9.61	269.84
dic-05	3.13	8.99	278.37
ene-06	3.37	8.29	272.97
feb-06	3.82	8.76	222.01
mar-06	4.23	8.90	295.92
abr-06	3.43	8.11	246.28
may-06	3.11	9.17	294.63
jun-06	2.80	8.51	286.93
jul-06	2.99	8.53	276.3
ago-06	3.36	9.42	275.35
sep-06	3.21	8.77	303.87
oct-06	3.21	8.60	304.91
nov-06	3.21	9.22	311.16
dic-06	2.87	9.86	307.79
ene-07	2.68	8.90	314.96
feb-07	2.03	9.49	285.98
mar-07	1.47	9.28	305.52

Fecha	Inflación anual (%)	Tasa de interés nominal	IDEAC serie bruta
abr-07	1.39	9.81	279.62
may-07	1.56	9.81	327.93
jun-07	2.19	8.99	299.44
jul-07	2.58	9.57	329.05
ago-07	2.44	10.41	325.63
sep-07	2.58	10.32	325.04
oct-07	2.36	10.21	384.64
nov-07	2.70	10.07	331.51
dic-07	3.32	10.23	341.26
ene-08	4.19	10.24	369.6
feb-08	5.10	10.03	262.98
mar-08	6.56	9.96	335.59
abr-08	8.18	9.72	321.04
may-08	9.29	9.70	309.36
jun-08	9.69	9.19	311.92
jul-08	9.87	9.13	323.2
ago-08	10.02	8.93	361.67
sep-08	9.97	8.93	319.19
oct-08	9.85	8.87	315.39
nov-08	9.13	8.81	320.72
dic-08	8.83	8.78	337.93
ene-09	8.36	8.80	334.65
feb-09	7.85	8.84	256.38
mar-09	7.44	8.87	333.83
abr-09	6.52	8.87	318.99
may-09	5.41	8.89	320.54
jun-09	4.54	8.87	301.33
jul-09	3.85	8.85	342.96
ago-09	3.33	8.79	294.53
sep-09	3.29	8.79	312.59
oct-09	3.50	8.82	330.02
nov-09	4.02	8.82	295.57
dic-09	4.31	8.82	339.75
ene-10	4.44	8.77	350.25
feb-10	4.31	8.74	321.71
mar-10	3.35	8.84	384.79
abr-10	3.21	8.76	377.93
may-10	3.24	8.75	365.84
jun-10	3.30	8.67	366.71
jul-10	3.40	8.69	349.07
ago-10	3.82	8.69	336.39
sep-10	3.44	8.59	336.67
oct-10	3.46	8.59	360.63
nov-10	3.39	8.35	333.43
dic-10	3.33	8.27	405.31
ene-11	3.17	8.27	369.61
feb-11	3.39	7.95	356.94
mar-11	3.57	8.32	382.45
abr-11	3.88	8.04	384.76

Fuente: INEC y BCE

Tabla E.4: Indicadores para la construcción del IDEAC

Industria	Estimador
Banano, café y cacao	Exportaciones de banano, café y cacao
Pesca y caza	Exportaciones de camarón
Petróleo	Producción nacional de petróleo
Carnes y elaboración de pescado	Exportaciones de elaborados de pescado
Cereales y panadería	Importaciones de trigo
Manufactura	Exportaciones
Electricidad, gas y agua	Energía facturada
Construcción y obras públicas	Permisos de construcción en metros cuadrados
Comercio	IVA recibido
Transporte	Ventas de gasolina y diesel
Servicios financieros imputados	Servicios bancarios
Servicios gubernamentales	Gastos facturados

Fuente y elaboración: BCE. Metodología de la información estadística mensual, abril 2001.

Tabla E.5: Ciclos

K	Inflación	Brecha de producto	Interés nominal	Interés real
-12	-0.66	0.28	0.61	0.69
-11	-0.58	0.33	0.64	0.63
-10	-0.47	0.39	0.61	0.53
-9	-0.34	0.42	0.53	0.40
-8	-0.18	0.42	0.43	0.25
-7	-0.01	0.37	0.35	0.08
-6	0.17	0.28	0.26	-0.09
-5	0.35	0.16	0.17	-0.27
-4	0.53	0.04	0.06	-0.46
-3	0.71	-0.04	-0.09	-0.64
-2	0.86	-0.09	-0.25	-0.80
-1	0.96	-0.10	-0.40	-0.92
0	1.00	-0.09	-0.53	-0.98
1	0.96	-0.07	-0.62	-0.97
2	0.86	-0.07	-0.68	-0.89
3	0.71	-0.08	-0.69	-0.77
4	0.53	-0.12	-0.68	-0.62
5	0.35	-0.18	-0.64	-0.46
6	0.17	-0.25	-0.59	-0.28
7	-0.01	-0.32	-0.50	-0.11
8	-0.18	-0.35	-0.38	0.07
9	-0.34	-0.35	-0.25	0.24
10	-0.47	-0.32	-0.09	0.40
11	-0.58	-0.29	0.07	0.53
12	-0.66	-0.27	0.23	0.62

Tabla E.6: Estadísticos descriptivos de los ciclos

Estadístico	Inflación	Brecha de producto	Interés nominal	Interés real
σ	1.59	0.04	0.00	0.02
$\frac{\sigma}{\sigma(\psi)}$	1.00	0.03	0.00	0.01
ρ	0.96	0.87	0.94	0.96
Máximo	4.00	0.10	0.01	0.03
Mínimo	-2.48	-0.08	-0.01	-0.04
Media	-0.15	0.00	0.00	0.00
Mediana	-0.56	-0.01	0.00	0.00
Asimetría	1.00	0.58	-0.18	-0.80
Curtosis	3.49	2.66	2.59	3.12
Jarque-Bera	12.60	4.44	0.90	7.68
Probabilidad	0.18 %	10.84 %	63.68 %	2.15 %

σ volatilidad absoluta de cada serie

$\frac{\sigma}{\sigma(\psi)}$ volatilidad relativa de cada serie con relación a la inflación

ρ persistencia

* Las probabilidades en rojo significan que no cumplen con las condiciones de normalidad

ANEXO F

GRÁFICOS Y TABLAS

Tabla F.1: Coeficientes del VAR(2) estimado (primer modelo)

	Brecha.I1	INF.I1	I.I1	Brecha.I2	INF.I2	I.I2
Brecha	-0.0555	0.0004	0.0111	0.0327	0.0035	0.0209
Inflación	0.1807	0.5184	0.1017	0.7881	0.1960	0.1839
T. interés	-1.3867	-0.0530	-0.3048	1.6721	-0.0326	-0.2573

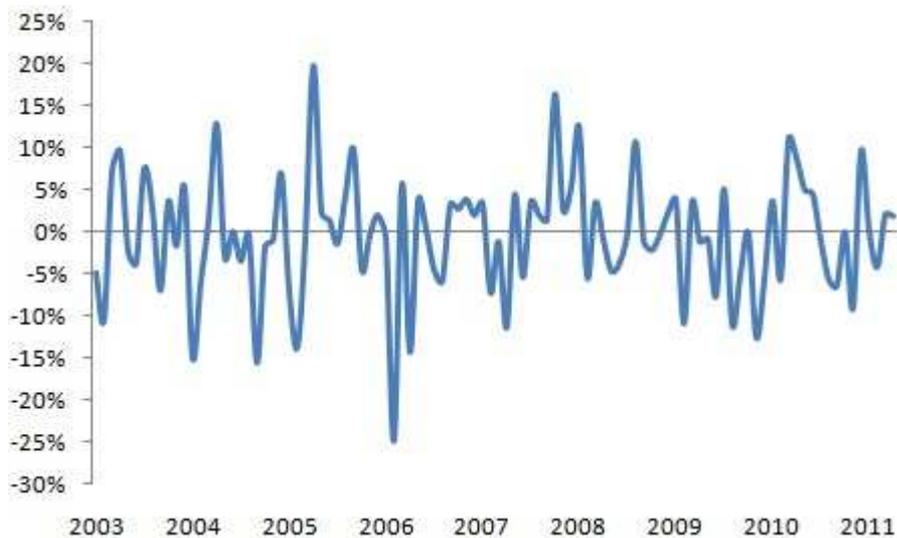
Tabla F.2: Valores propios (Prueba de estabilidad del primer modelo)

	1	2	3	4	5	6
Valores propios	0.7580	0.5852	0.5852	0.4402	0.2875	0.2141

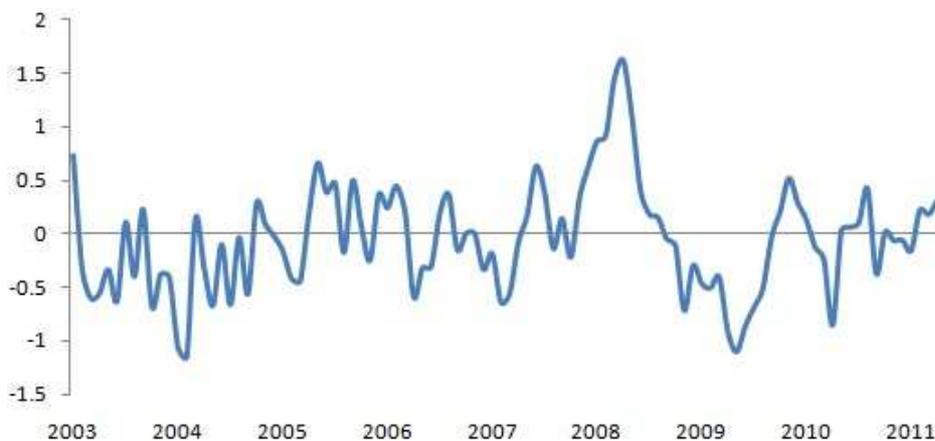
Tabla F.3: Pruebas de diagnóstico del VAR(2) (primer modelo)

Prueba	Estadístico	D.F	p-value
Portmanteau	9.09	9	0.43
JB VAR	8.53	6	0.2
Curtosis	6.41	3	0.093
Asimetría	2.11	3	0.55

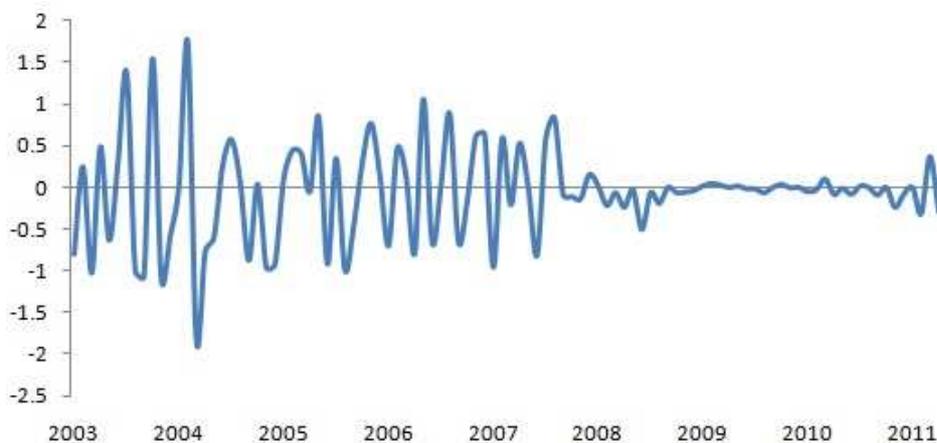
Figura F.1: Variables estacionarias (primer modelo)



(a) Brecha (en nivel estacionaria)



(b) Tasa de inflación



(c) Tasa de interés

Figura F.2: Residuos normales e independientes (primer modelo)

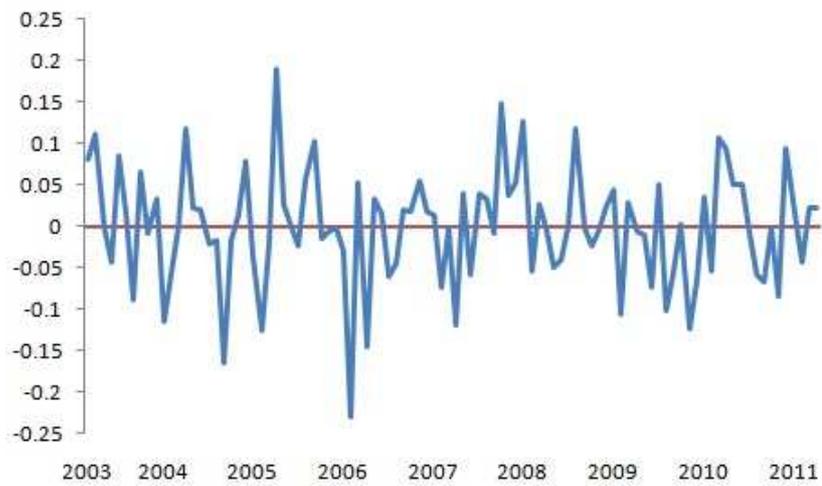
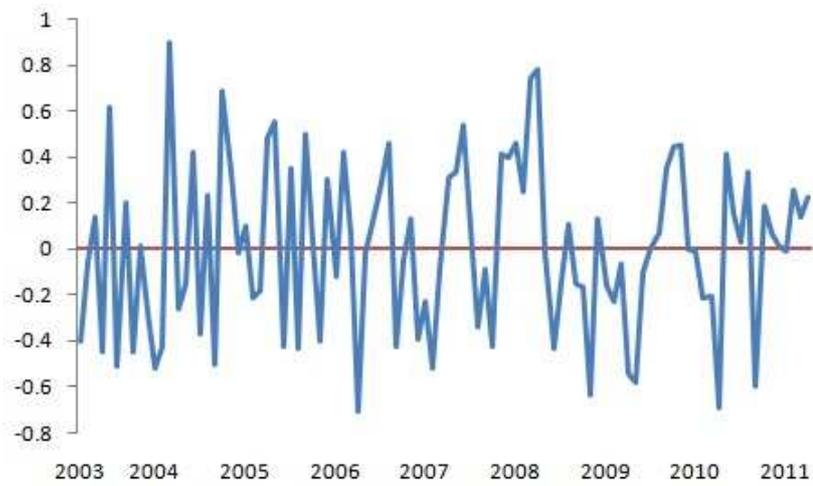
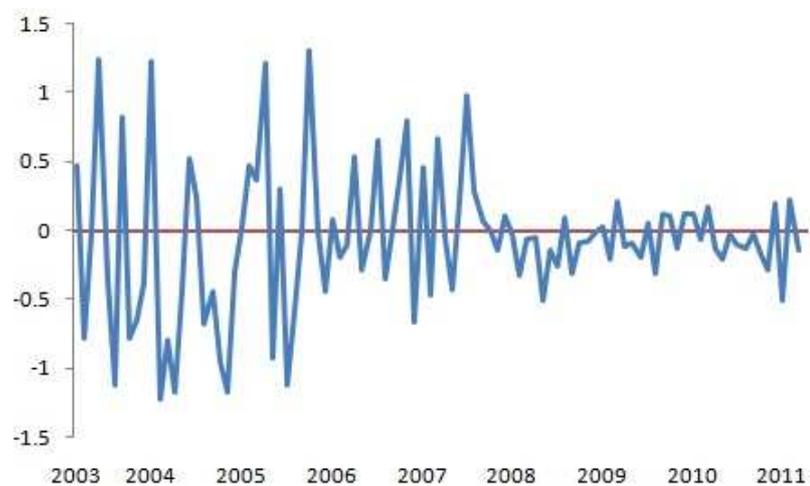
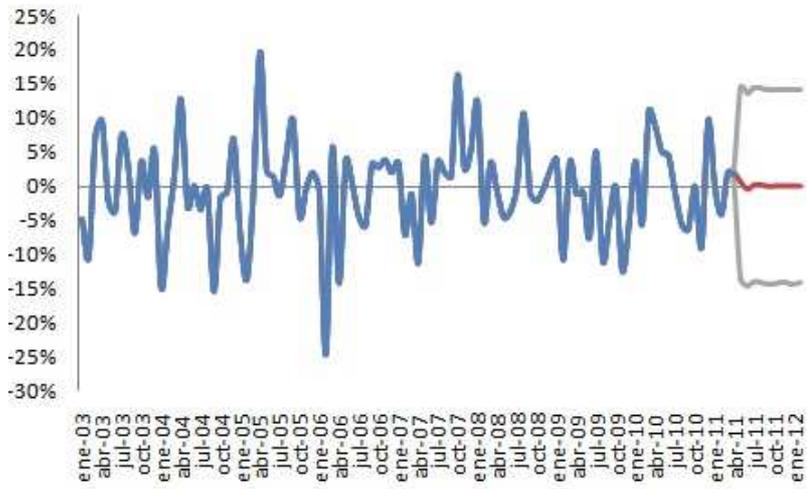
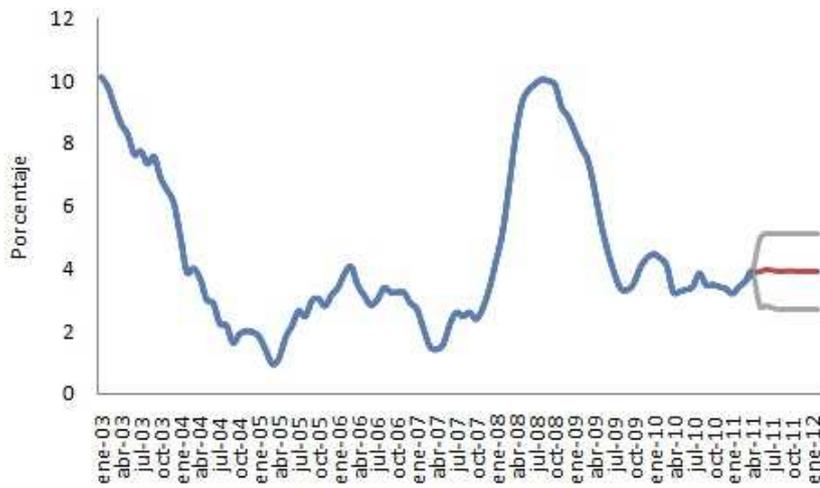
(a) ε_1 (b) ε_3 (c) ε_2

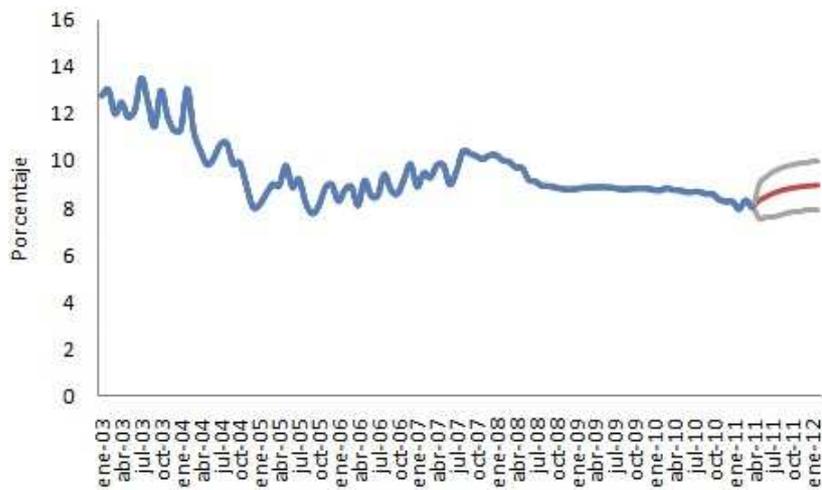
Figura F.3: Predicción de las variables (primer modelo)



(a) Brecha de producto

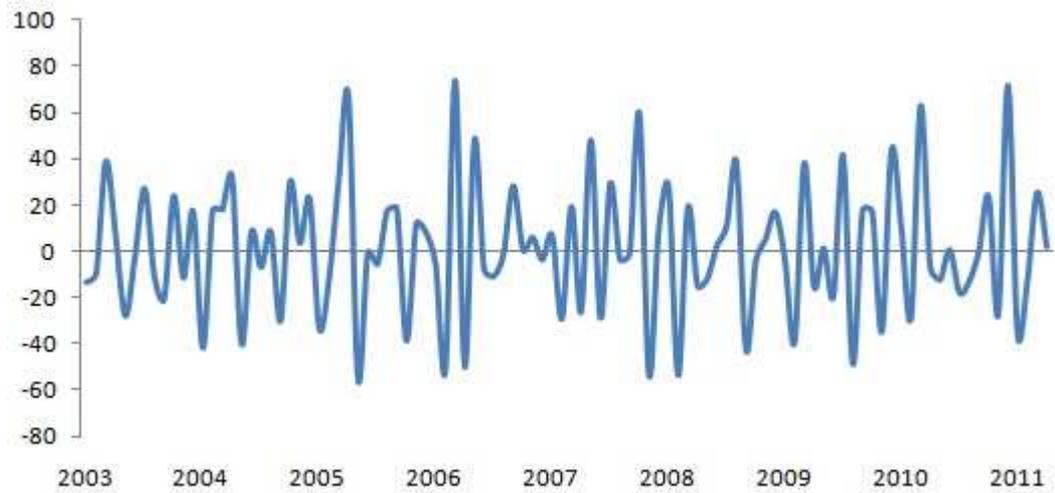


(b) Tasa de inflación

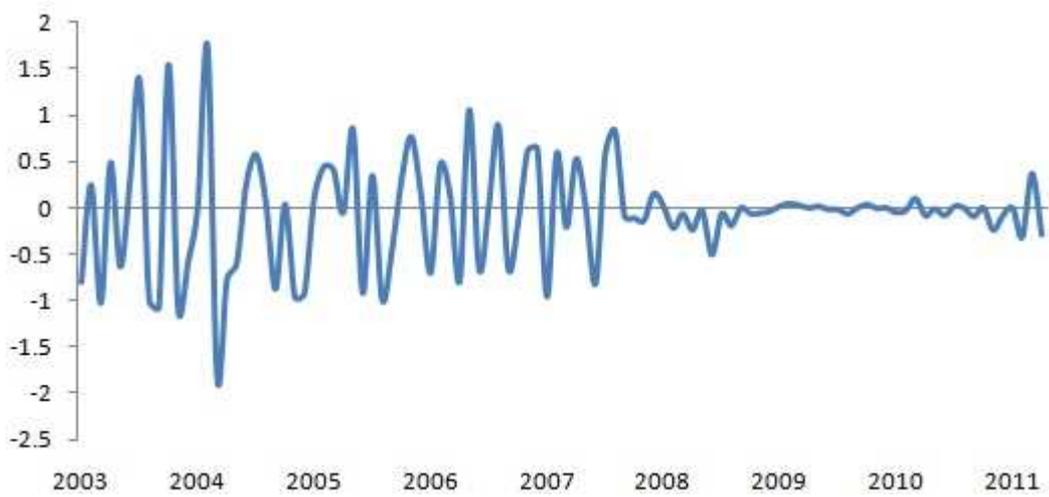


(c) Tasa de interés

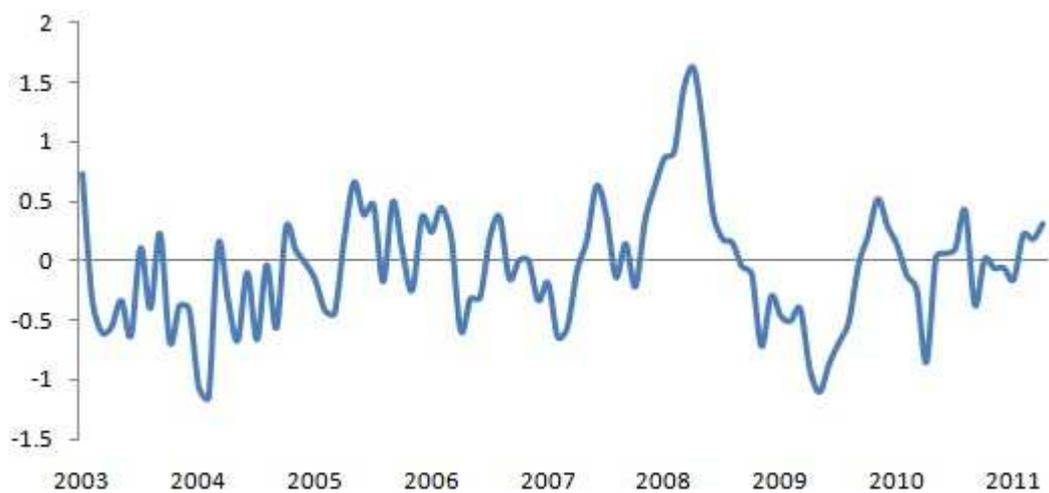
Figura F.4: Variables estacionarias en primeras diferencias (segundo modelo)



(a) IDEAC



(b) Tasa de interés



(c) Tasa de inflación

Tabla F.4: Coeficientes del VAR(2) estimado (segundo modelo)

	IDEAC.I1	I.I1	INF.I1	IDEAC.I2	I.I2	INF.I2
IDEAC	-0.7057	1.7704	-6.3510	-0.3454	5.54996	1.5188
T. interés	-0.0055	-0.3525	-0.0597	-0.00296	-0.2364	-0.0424
Inflación	-0.0003	0.1147	0.5665	0.0018	0.1816	0.1621

Tabla F.5: Valores propios (Prueba de estabilidad del segundo modelo)

	1	2	3	4	5	6
Val. propios	0.7532	0.5524	0.5524	0.5437	0.5437	0.1859

Tabla F.6: Pruebas de diagnóstico del VAR(2) (segundo modelo)

Prueba	Estadístico	D.F	p-value
Portmanteau	9.13	9	0.43
JB VAR	10.77	6	0.096
Curtosis	4.46	3	0.22
Asimetría	6.31	3	0.098

Figura F.5: Residuos normales e independientes (segundo modelo)

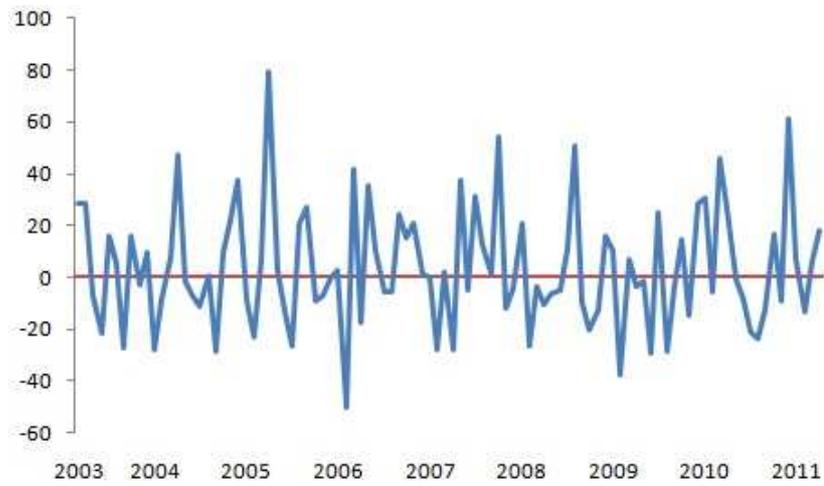
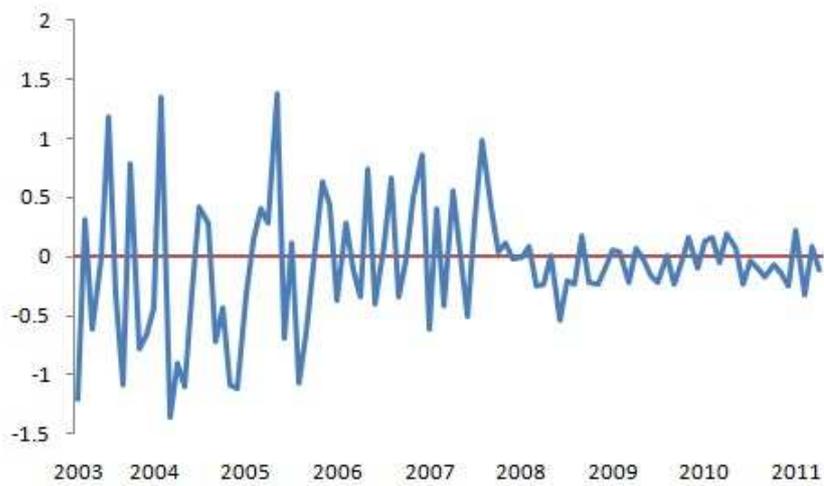
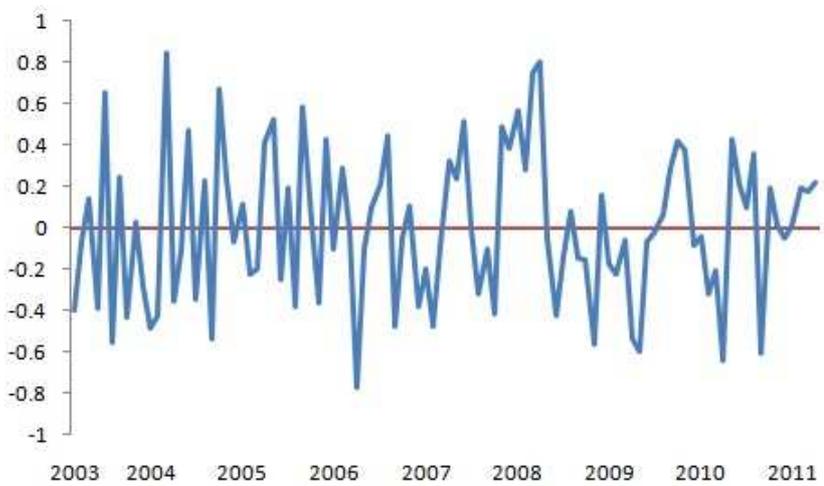
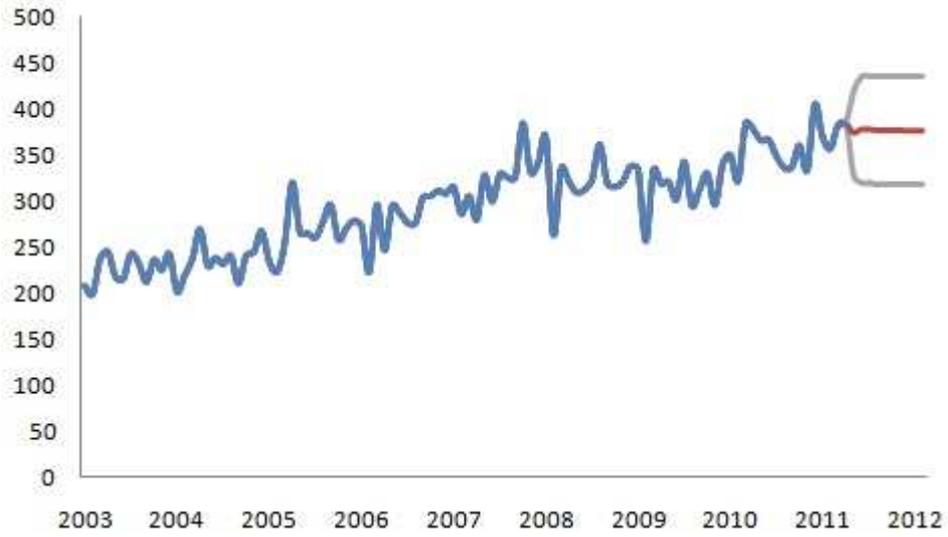
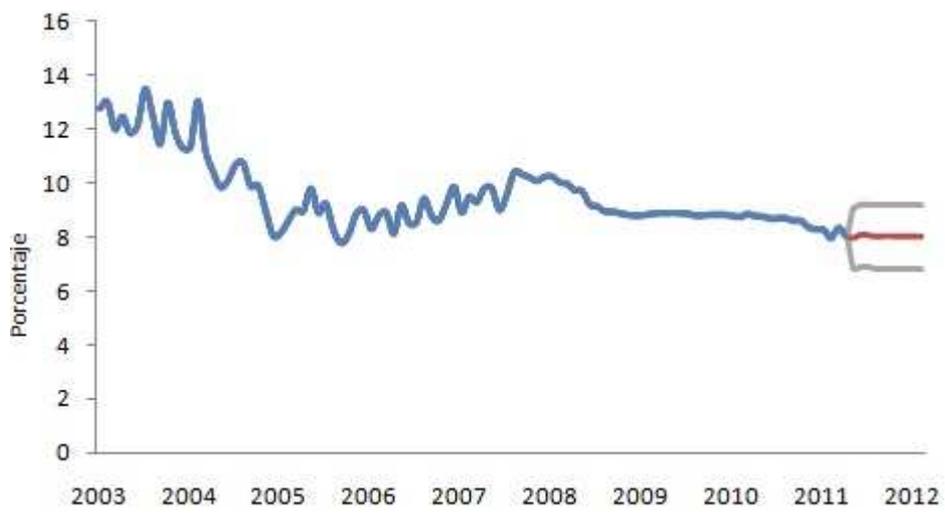
(a) ε_1 (b) ε_2 (c) ε_3

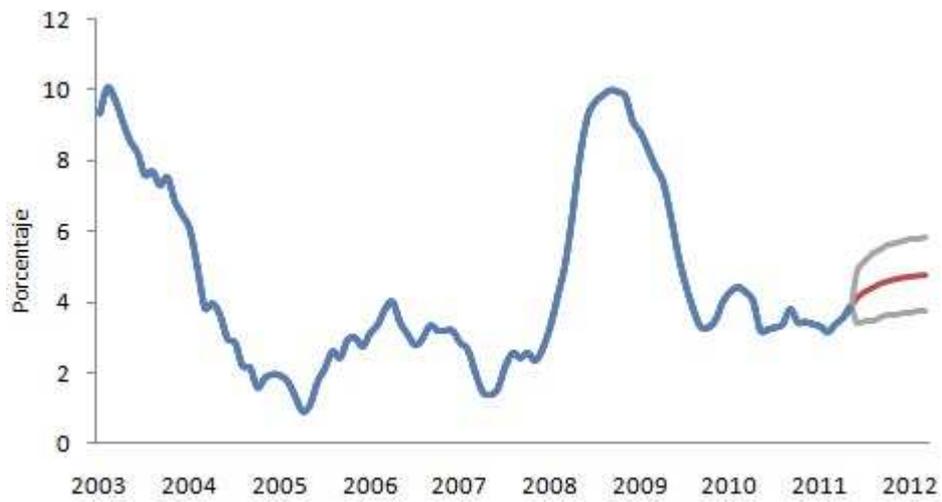
Figura F.6: Predicción de las variables (segundo modelo)



(a) IDEAC



(b) Tasa de interés



(c) Tasa de inflación

ANEXO G

PROCEDIMIENTO

A continuación se detalla brevemente el procedimiento para modelar un SVAR para la inflación e inflación subyacente:

1. Primero, calcular la variación interanual de los índices de precios al consumidor.
2. Estimar la brecha de producto a partir del cociente de la diferencia entre la variable y su tendencia sobre esta última.
3. Desestacionalizar las series con el método basado en promedios móviles X12-ARIMA.

4. Aplicar el filtro Baxter-King para separar los diferentes componentes de las series. En Stata se puede utilizar el siguiente código:

```
tsmktim fecha, start(2003m1)
```

```
label var fecha "fecha"
```

```
global filtro "inflacion brecha t_c interes"
```

```
bking $filtro, plo(6) phi(96) k(12) stub(bk)
```

```
outsheet using "C:\Users\AP\Desktop\H. estilizados\variables.xls", replace
```

5. Calcular las correlaciones cruzadas entre las variables para observar su coincidencia temporal y el comportamiento cíclico de las mismas (análisis de hechos estilizados).

6. Probar la estacionariedad de las series.
7. Aplicar la metodología de Box-Jenkins para encontrar el modelo VAR óptimo, de donde se estimará el SVAR.
8. Calcular el SVAR con el ordenamiento y la estructura recomendada de hechos estilizados para la predicción de la inflación.
9. Posteriormente, se repite 6 y 7 para el segundo SVAR, que representa a las relaciones de largo plazo a partir de la metodología de Blanchard y Quah.

CÓDIGO (R)

Para la determinación de los modelos de inflación e inflación subyacente, se empleó el software libre R, cuyos códigos se expresan a continuación:

```
#SVAR A
setwd("C:/Users/AP/Desktop/documento/SVAR")
library(vars)
V_endo=read.csv("variables2.csv",header=TRUE, sep = ",")
V_endo=as.data.frame(V_endo)
V_endo=V_endo[c(1:101),c(2:4)]
V_endo=ts(V_endo)

#Prueba de Dickey Fuller aumentada (raíz unitaria)
adf1 <- summary(ur.df(V_endo[c(2:101),c(1)], type = "trend", lags = 2))
adf2 <- summary(ur.df(V_endo[,c(2)], type = "trend", lags = 2))
adf3 <- summary(ur.df(diff(V_endo[,c(2)], type = "drift", lags = 1)))
adf4 <- summary(ur.df(V_endo[,c(3)], type = "trend", lags = 2))
adf5 <- summary(ur.df(diff(V_endo[,c(3)]), type = "drift", lags = 1))

#Criterios de información en niveles
VARselect(V_endo[c(2:101),c(1:3)], lag.max = 5, type = "none")

#Prueba de cointegración de Johansen
```

```
summary(ca.jo(V_endo[c(2:101),c(1:3)],type="eigen", ecdet="none",
K=3, spec="longrun"))
summary(ca.jo(V_endo[c(2:101),c(1:3)],type="eigen", ecdet="none",
K=2, spec="longrun"))

#Diferenciando la base
V_endo2=data.frame(V_endo[c(2:101),c(1)],diff(V_endo[c(1:101),c(2:3)]))
V_endo2=ts(V_endo2,start=2003, frequency=12)
colnames(V_endo2) <- c("Brecha", "INF", "I")

#Criterios de información en diferencia
VARselect(V_endo2, lag.max = 5, type = "none")

#VAR(2)
v2 <- VAR(V_endo2, p = 2, type = "none")
#Test de Portmanteu (independencia)
ser12 <- serial.test(v2, lags.pt = 3, type = "PT.asymptotic")
ser12$serial

#Prueba JB (normalidad)
normalitytest2 <- normality.test(v2, multivariate.only = FALSE)
plot(normalitytest2)

#Raíces
roots(v2)

#Test ARCH para VAR(p)
arch2 <- arch.test(v2, lags.multi = 5)
arch2$arch.mul
plot(arch2, names = "Brecha")
plot(arch2, names = "INF")
plot(arch2, names = "I")

#Prueba de quiebres estructurales
v2.st1 <- stability(v2, type = "OLS-CUSUM")
v2.st2 <- stability(v2, type = "ME")
plot(v2.st1, nc=2)
```

```
plot(v2.st2, nc=2)

#Predicción en diferencias
var.f10 <- predict(v2, n.ahead = 10, ci = 0.95)
#class(var.f10)
plot(var.f10)
fanchart(var.f10)

#Impulso respuesta en diferencias
irf11 <- irf(v2, impulse = "Brecha", response = c("Brecha", "I", "INF"))
irf12 <- irf(v2, impulse = "I", response = c("Brecha", "I", "INF"))
irf13 <- irf(v2, impulse = "INF", response = c("Brecha", "I", "INF"))

#Descomposición de varianza
v2fevd <- fevd(v2, n.ahead = 5)
plot(v2fevd)

#MODELO A
amat <- diag(3)
diag(amat) <- 1
amat[3, 1] <- -1.25
amat[3, 2] <- -1.1
amat[1, 3] <- NA
amat[2, 1] <- NA
amat[1, 2] <- NA

svar.a <- SVAR(x = v2, estmethod = "scoring", Amat = amat,
max.iter = 100, maxls = 1000, conv.crit = 1.0e-8)
summary(svar.a)

#Funciones de impulso-respuesta acumuladas (svar en diferencias)
irf11.11 <- irf(svar.a, impulse = "Brecha", response = c("Brecha", "INF", "I"),
runs=1000, n.ahead=12, cumulative=TRUE)
irf12.12 <- irf(svar.a, impulse = "I", response = c("Brecha", "INF", "I"),
```

```
runs=1000, n.ahead=12, cumulative=TRUE)
irf13.13 <- irf(svar.a, impulse = "INF", response = c("Brecha", "INF", "I"),
runs=1000, n.ahead=12, cumulative=TRUE)

#Descomposición de varianza SVAR en diferencias
sv2fevd <- fevd(svar.a, n.ahead = 12)
sv2fevd
plot(sv2fevd)
residuos=ts(residuals(v2))
plot(residuos) #coeficientes del VAR(p)
coef(v2) #Matrices de coeficientes ortogonalizados del VMA
Psi(v2)
internal(svar.a)
summary(svar.a)

#SVAR MODELO B (Blanchard y Quah)
bq.2<- BQ(v2)

#Funciones de impulso respuesta acumulada (svar en diferencia)
irf11.11 <- irf(bq.2, impulse = "IDEAC", response = c("IDEAC", "I", "INF"),
runs=1000, n.ahead = 12,cumulative = TRUE)
irf12.12 <- irf(bq.2, impulse = "I", response = c("IDEAC", "I", "INF"),
runs=1000, n.ahead = 12,cumulative = TRUE)
irf13.13 <- irf(bq.2, impulse = "INF", response = c("IDEAC", "I", "INF"),
runs=1000, n.ahead = 12,cumulative = TRUE)

#Descomposición de varianza de SVAR en diferencia
sv2fevd <- fevd(bq.2, n.ahead = 100)
plot(sv2fevd)

#Cálculo de core inflation
#args(BQ)
#names(bq.2)
Sigma=bq.2$Sigma.U/100
```

```
#names(v2)
e_inv=solve(bq.2$B)

residuos=residuals(v2)
e_t=as.matrix(residuos %* %e_inv)

bq.2$LRIM=as.matrix(bq.2$LRIM)
c1=bq.2$LRIM %* %solve(bq.2$B)
a1=solve(c1)

vec_null<- rep(0, 98)
core_res=as.matrix(cbind(vec_null,e_t[c(1:98),c(2:3)]))
plot(core_res)
u_t=core_res %* %bq.2$B
u_t=ts(u_t)
plot(u_t)
```

BIBLIOGRAFÍA

- [1] Aguirre, A. y Céspedes, L. (2004): «Uso de análisis factorial dinámico para proyecciones macroeconómicas», Banco Central de Chile, Documento de trabajo No. 274.
- [2] Antelo, E. (1995): «Ciclos económicos reales en Bolivia», Revista de análisis económico, Volumen 13.
- [3] Banco de Guatemala (2002): «Vectores autorregresivos», Nota monetaria No. 44, URL: <http://www.banguat.gob.gt/inveco/notas/articulos/envolver.asp?karchivo=4401&kdisc=si>
- [4] Bank of England (1999): «Economic Models at the Bank of England», Bank of England, URL: <http://www.bankofengland.co.uk>
- [5] Baxter, M. y King R. (1999): «Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series», The Review of Economics and Statistics, Vol. 81, No. 4, pág. 575-593.
- [6] Bigio, S., Florián, D., Llosa, G., Miller, S., Ramírez N., Rodríguez, D., Salas, J., Vega, M. y Winkelried, D. (2009): «Modelo de proyección trimestral del BCRP», Banco Central de la Reserva del Perú, URL: <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2009/Documento-de-Trabajo-06-2009.pdf>
- [7] Blanchard, O. y Quah, D. (1989): «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances», American Economic Review, Vol. 79.
- [8] Bryan, M. y Cecchetti, S. (1994): «Measuring Core Inflation», en N. G. Mankiw (ed.), Monetary Policy, The University of Chicago Press, páginas 195-215.
- [9] Caicedo, E., Cobo, A., González, A., Jalil, M., Jaramillo, C., Julio, J. y Melo, L. (1999): «La inflación básica en Colombia: Evaluación de indicadores alternativos», URL: <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra136.pdf>
- [10] Bryan, M., Cecchetti, S. y Wigginsii, R. (1997): «Efficient Inflation Estimation», Working Paper 6183. NBER

- [11] Cabezas, P. (1997): «Índice de precios al consumidor, inflación de fondo. Bienes transables y no transables», Banco Central del Ecuador, Cuaderno de Trabajo No. 116.
- [12] Cancelo, J. (2003): «La medición del crecimiento en series temporales no estacionales», Estadística española, Vol. 45, Núm. 153, 2003, págs. 167 a 192.
- [13] Castillo, P. y Vega, M. (2009): «Solución de modelos dinámicos con expectativas Racionales», CEMLA y Banco Central de Paraguay, Macroeconometría para Política Monetaria.
- [14] Castillo, P. y Vega, M. (2009): «Vectores Autorregresivos», CEMLA y Banco Central de Paraguay, Macroeconometría para Política Monetaria.
- [15] Clarida, R., Gali, J. y Gertler, M. (1999): «The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective», Journal of Economic Literature, Vol. XXXVII (December 1999), pp. 1661–1707.
- [16] Claus, I. (2000): «Is the output gap a useful indicador of inflation?», Discussion Paper Series No. 2000/05, Reserve Bank of New Zeland.
- [17] Cristóbal, A. y Quilis, E. (1998): «Análisis del ciclo económico mediante modelos de índices dinámicos. Aplicación a los Índices de la Producción Industrial» Instituto Nacional de Estadística, Boletín Trimestral de Coyuntura, n. 68, p. 73-93.
- [18] Conceição, E., Martínez, V. y Orosa, J. (2005): «Modelización Econométrica de la Prensa Diaria: Una Aproximación Desde La Metodología VAR», Universidad de A Coruña, XIII Jornadas de ASEPUMA.
- [19] Consejo Monetario Centroamericano (2008): «Núcleo inflacionario», Notas Económicas Regionales No.6.
- [20] DeLong, B. y Summers, H. (1986): «Are Business Cycles Symmetrical?», En R.J. Gordon (Ed.), The American Business Cycle: Continuity and Change. (pp. 166-178). Chicago: University of Chicago Press.
- [21] Dospinescu, A. y Pelinescu, E. (2008): «Alternative measures of core inflation in Romania», Romanian journal of economic forecasting, Volumen 9, páginas 134-146.
- [22] Eckstein, O. (1981): «Core inflation», Prentice-Hall, (Englewood Cliffs, N. J.).
- [23] Enders, W. (1995): «Applied Econometric Time Series», Jhon Wilet and Sons.
- [24] Escobar, J., López, E., Misas, M., Téllez, J. (2005): «La inflación subyacente en Colombia: Un enfoque de tendencias estocásticas comunes asociadas a un VEC estructural», Banco Central de Colombia.

- [25] Escobar, L. y Mendieta P. (2008): «Un modelos estructural de la economía boliviana», URL: <http://www.cemla.org/pdf/redxi/red-xi-008.pdf>
- [26] Feal, S., Rojas, M. y Zilio, M. (2009): «Hechos estilizados para la economía argentina», UNS - CONICET.
- [27] Fuentes, R., Gredig, F. y Larraín E. (2008): «La brecha de producto en Chile: Medición y Evaluación», Banco Central de Chile, Revista Económica, Volumen 11-Nº2/agosto 2008.
- [28] Gachet, I., Maldonado, D. y Pérez, W. (2008): «Determinantes de la Inflación en una Economía Dolarizada: El Caso Ecuatoriano», Banco Central del Ecuador, Cuestiones Económicas Vol. 24, No 1:1-2.
- [29] Gachet, I., Maldonado, D., Oliva, N. y Ramírez, J. (2011): «Hechos Estilizados de la Economía Ecuatoriana: El Ciclo Económico 1965-2008», MPRA, URL: http://mpa.ub.uni-muenchen.de/30280/1/MPRA_paper_30280.pdf
- [30] Galí, J. (1992): «How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar US Data», Quarterly Journal of Economics, 709-738.
- [31] Galí, J. y Gertler, M. (1999): «Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis», Journal of Monetary Economics, vol. 44, núm. 2, pp. 195–222.
- [32] Galí, J. (2008): «Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle. An Introduction to the New Keynesian Framework», Princeton University Press.
- [33] Gartner, C. y Wehinge, G. (1998): «Core Inflation in selected European Union Countries», URL: http://www.oenb.at/en/img/wp33_tcm16-6103.pdf
- [34] González, J «Aplicación de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) a algunas variables macro de la economía mexicana», URL: <http://148.206.53.231/UAM6447.PDF>
- [35] González, P. y Tejada, M. (2006): «No linealidades en la regla de política monetaria del Banco Central de Chile: Una evidencia empírica», URL: <http://fen.uahurtado.cl/wp/wp-content/uploads/2010/07/inv173.pdf>
- [36] Guerrero, C. (2010): «El consumo de energía y sus efectos en el producto y los precios en el Perú: Aplicación de la metodología de vectores autorregresivos (VAR) 1970-2008», Universidad Nacional de Piura (Perú), Seminario.
- [37] Guerrero, V. (1987): «Los vectores autorregresivos como herramienta de análisis econométrico», Instituto tecnológico autónomo de México, México.
- [38] Hamann, F. y Melo, L. (1998): «Inflacion básica una estimación basada en modelos VAR estructurales», Banco de la República de Colombia, Borrador de Economía No. 093.
- [39] Hernaiz, D. y Jiménez, F. (2005): «Una estimación dinámica de la inflación subyacente para Bolivia», UDAPE, Análisis económico, volumen 20.

- [40] Hernández, L. (1987): «Consideraciones sobre el impacto del Déficit Fiscal en México de 1982 a 1986: Aplicación de un Modelo de Autorregresión Vectorial», Tesis de Licenciatura, Universidad de las Américas.
- [41] Isaza, J. y Meza, C. (2003): «Vectores autorregresivos, cointegración y cambios estructurales: Un análisis formal para la demanda de trabajo en Colombia», Universidad de la Salle, Departamento de Investigaciones, Bogotá D.C.
- [42] Jiménez, F. (1999): «Keynesianismo, monetarismo y nueva macroeconomía “clásica”», Pontificia Universidad Católica del Perú, Documento de trabajo No. 165.
- [43] Laguna, R. (2007): «Dinámica inflacionaria y brecha en la producción. La curva de Phillips en México», *Análisis Económico*, vol. XXII, núm. 50, segundo cuatrimestre, pp. 121–147
- [44] Lardic, S. y Mignon, V. (2002): «Économétrie des séries temporelles macroéconomiques et financières», Ed. Economica, París, 428 pg.
- [45] Lefort, F. (1997): «Shocks de precios relativos e inflación: La mediana ponderada como medida de inflación subyacente en Chile», Banco Central de Chile, Documento de trabajo No. 01.
- [46] Lipsey, R. (1960): «The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom, 1861-1957: a further analysis», *Económica*, Febrero 1960.
- [47] Loría, E. y Ramírez, J. (2009): «Determinantes del crecimiento del producto y del desempleo en México, 1985.1-2008.4», *EconoQuantum*, Vol. 5. Núm. 1.
- [48] Lütkepohl, H. (1993): «Introduction to time series analysis» Berlin, second edition.
- [49] Maldonado, D. (2010): «Teoría y Práctica de los Vectores Autorregresivos», URL: <http://docs.google.com/viewer?a=v&pid=sites&srcid=ZGVmYXVsdGRvbWVpbnxkaWVnb21hbGRvbmFkbzZ8Z3g6NmQxZDQxNGE0ZGM2NmY20A>
- [50] Mantilla, M. (2008): «Core inflation en la Zona Euro y España», *ICE: Revista de economía*, páginas 169-178.
- [51] Mialou, A. (2002): «L'inflation sous-jacente en Afrique du Sud et au Gabon: une modelisation a partir de l'approche var structurelle», Banque des Etats de L'Afrique Centrale Notes d'études et de Recherche.
- [52] Muñoz, E., Rojas, M., Sáenz, M. y Tenorio, E. (2008): «La Curva de Phillips en Costa Rica», Banco Central de Costa Rica, Documentos de Investigación.
- [53] Okun, A. (1962): «Potential GNP: Its measurement and significance», *Proceedings of the Business and Economic Statistics*, American Statistical Association, Estados Unidos.

- [54] Parra, J. (2007): «Hechos estilizados de la economía colombiana: Fundamentos empíricos para la construcción y evaluación de un Modelo DSGE», Banco de la República, Departamento de Modelos Macroeconómicos, Diciembre de 2007.
- [55] Pedroni, P. (2004): «Empirical Methods in Macroeconomics», Lecture Notes, Williams College.
- [56] Pentecôte, J. (2010): «Long-run identifying restrictions on VARs within the AS-AD framework», Francia, University of Rennes 1, Faculty of Economics.
- [57] Phillips, A. W. (1958): «The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957», *Economica* 25: 283-299.
- [58] Ramos, M. y Torres, A. (2006): «Inflation dynamics in Mexico: a characterization using the new Phillips curve», Banxico, Documento de Investigación no. 2006–15, 2006.
- [59] Samuelson, P. y Solow, R. (1960): «The Problem of Achieving and maintaining a Stable Price Level». Versión en español en Mueller M.G.: «Lecturas en macroeconomía». Ed. CECSA (1974).
- [60] Secretaría de Desarrollo Económico Dirección General de Abasto, Comercio y Distribución: «La inflación», México, URL: http://www.sedeco.df.gob.mx/indicadores/abasto/informacion_basica/ques_inflacion.pdf.
- [61] Shapiro, M. y Watson, M. (1988): «Sources of Business Cycle Fluctuations», NBER Macroeconomics Annual. Cambridge.
- [62] Sims, C. (1980): «Macroeconomics and reality», URL: <http://www.eduardoloria.name/articulos/Sims.pdf>
- [63] Solis, O. (2005): «Modelos estructurales de pronósticos de inflación en Latinoamérica», Banco de Guatemala, Nota monetaria No. 72, URL: <http://www.banguat.gob.gt/inveco/notas/articulos/envolver.asp?karchivo=7201&kdisc=si>
- [64] Sims, C. (1986): «Are forecasting models usable for policy analysis?», *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- [65] Stock, J. y Watson, M. (1991): «A Probability Model of the Coincident Economic Indicator», en K. Lahiri y G. Moore (eds.), *Leading Economics Indicators New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, páginas 63-89.
- [66] Quah, D. y Vahey, S. (1995): «Measuring Core Inflation», *The Economic Journal*, 105, septiembre, 1130-1144.
- [67] Taylor, J. B. (1993): «Discretion versus Policy Rules in Practice», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39: 195-214, North-Holland.

- [68] Torres, C. (2003): «Dinámica inflacionaria y la nueva curva de Phillips neokeynesiana en Costa Rica», Banco Central de Costa Rica, Documento de investigación. URL: <http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/DIE-09-2003-DI-R-DINAMICA%20INFLACIONARIA%20Y%20CURVA%20DE%20PHILLIPS.pdf>
- [69] Torres, J. (2007): «La estimación de la brecha de producto en Colombia», Banco de la República de Colombia, URL: <http://www.cemla.org/pdf/IC-04.pdf>
- [70] Valdivia, D. y Yujra, P. (2009): «Identificación de ciclos económicos en Bolivia: 1970-2008», Banco Central de Bolivia, URL: <http://www.bcb.gob.bo/webassets/file/2doEncuentroDeEconomistas/Identificacion%20de%20ciclos%20economicos%20en%20Bolivia.%201970-2008.pdf>
- [71] Wynne, M. (1999): «Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues», URL: <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp005.pdf>
- [72] Zuccardi, I. (2002): «Crecimiento y ciclos económicos. Efectos de los choques de oferta y demanda en el crecimiento colombiano», Colombia.