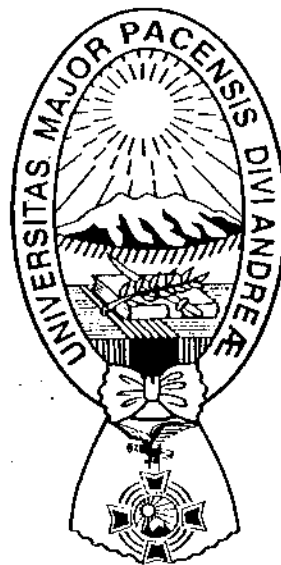


**UNIVERSIDAD MAYOR DE SAN ANDRÉS
FACULTAD CIENCIAS ECONÓMICAS Y FINANCIERAS
CARRERA DE ECONOMÍA**



TESIS DE GRADO

**“DETERMINANTES DE LA INFLACIÓN EN BOLIVIA
DURANTE EL PERIODO DE LA
POST-ESTABILIZACIÓN”**

POSTULANTE : ROLAND F. PARDO SARAVIA

TUTOR : LIC. MARCELO AGUIRRE

**LA PAZ – BOLIVIA
2003**

RESUMEN DE TESIS DE GRADO
DETERMINANTES DE LA INFLACION EN BOLIVIA
DURANTE EL PERIODO DE LA POST – ESTABILIZACION

El objetivo del presente trabajo de tesis consiste en el análisis de las características del proceso inflacionario en Bolivia durante el periodo comprendido entre el tercer trimestre de 1985 y el tercer trimestre de 1998, que corresponde al periodo de la post—estabilización, utilizando las técnicas de la regresión clásica y de los vectores autorregresivos (VAR). El empleo de esta última técnica resulta apropiado para el problema en cuestión, pues construir un modelo estructural —de ecuaciones simultáneas— para la inflación a nivel trimestral requeriría de la imposición de restricciones de identificación, posiblemente carentes de fundamento teórico. La citada metodología se emplea fundamentalmente para apreciar las posibles interrelaciones empíricas de los precios al consumidor en Bolivia con algunas variables, comúnmente consideradas como determinantes de su comportamiento, los que se escogen considerando las distintas teorías de inflación.

Los resultados empíricos del presente trabajo muestran que los factores de costo (tipo de cambio, precio de gasolina) son los que afectan de manera significativa el proceso inflacionario en Bolivia, coadyuvado además, por la inercia inflacionaria.

Mis sinceros agradecimientos:

Al Lic. Marcelo Aguirre, Profesor Tutor, por el seguimiento realizado al presente trabajo de tesis.

Al Lic. Julio Humerez, por la colaboración prestada en el desarrollo de la presente tesis.

A mis padres y mi familia por haber iluminado mi vida y haberme enseñado el camino.

A mi esposa por su apoyo incondicional y constante.

DETERMINANTES DE LA INFLACION EN BOLIVIA DURANTE EL PERIODO DE LA POST – ESTABILIZACION

1. Introducción

Una vez eliminada el problema de la hiperinflación durante los últimos meses de 1985 y principios de 1986 mediante la aplicación del programa de estabilización en agosto de 1985, uno de los objetivos centrales de la autoridad económica consistió en la consolidación de la estabilidad del nivel de precios debido a sus claros beneficios en términos de la reducción de los costos de información y, por tanto, de un mejor funcionamiento de los precios relativos como señales en la asignación de recursos, y el aumento en el excedente del consumidor como resultado de un incremento de la demanda por dinero al disminuir el costo de mantener este activo.

Durante los últimos trece años, el objetivo de estabilidad del nivel de precios fue alcanzado con bastante éxito. Así, por ejemplo, en los seis últimos años —exceptuando 1995— la inflación promedio fue de un sólo dígito (1993: 9.31%, 1994: 8.52, 1996:7.95, 1997: 6.73 y 1998: 4.39), siendo el de 1998 la tasa más baja con relación al máximo del período (21.51% en 1991). La inflación en 1995 de 12.58% y superior a la meta de la autoridad económica (7.5%), se debió al fenómeno climatológico “El Niño” que afectó negativamente al sector agrícola, especialmente.

En todo caso, el comportamiento de la inflación es un problema pendiente a pesar del optimismo que puede percibirse en los administradores de política a partir de las cifras observadas en los últimos seis años, y más bien debería adoptarse una actitud más cauta y plantear que los recientes logros inflacionarios pueden ser todavía frágiles. En esta línea de “preocupación”, los más variados analistas ensayan un conjunto importante de hipótesis acerca de los potenciales factores que explican el reciente comportamiento del fenómeno inflacionario. En la opinión de algunos, los causales más importantes de la alta inflación observada en los primeros siete años del período de la post—estabilización residen en los factores exógenos tales como los externos y aquellos elementos coyunturales que afectaron negativamente la producción de algunos productos de la

canasta básica y sus derivados, destacándose entre ellos el trigo, el tomate, la carne y productos farmacéuticos. Otros, siguiendo la teoría de las expectativas racionales, argumentan que el comportamiento desfavorable de la inflación se debió al insuficiente control del gasto público el que junto a la rigidez de los ingresos fiscales a un mayor crecimiento generaron presiones sobre la emisión monetaria. La mayor emisión monetaria creaba, a su vez, presiones sobre la demanda agregada dando lugar a una mayor inflación. Incluso hay quienes argumentan que la mayor inflación observada durante estos años se debió a presiones de costo, tomando en cuenta que muchos mercados tienen carácter oligopólico y existen sectores laborales públicos organizados “poderosos”. Y, por último, por supuesto, se presta gran importancia a la inercia inflacionaria.

En consecuencia, en base a los antecedentes hechos mencionados anteriormente el objetivo del presente trabajo de tesis consiste en el análisis de las características del proceso inflacionario en Bolivia durante el periodo comprendido entre el tercer trimestre de 1985 y el tercer trimestre de 1998, que corresponde al periodo de la post—estabilización, utilizando las técnicas de la regresión clásica y de los vectores autorregresivos (VAR), especialmente. El empleo de esta última técnica parece especialmente apropiado para el problema en cuestión, pues construir un modelo estructural —de ecuaciones simultáneas— para la inflación a nivel trimestres requeriría de la imposición de restricciones de identificación, posiblemente carentes de fundamento teórico. Sims (1980) ha criticado la metodología tradicional de construcción de modelos estructurales y en particular la imposición de restricciones a priori, sugiriendo en su lugar el empleo de técnicas econométricas que permitan a los datos “hablar por ellos mismos” respecto a las posibles interrelaciones de las variables. Los modelos VAR están diseñados precisamente con tal propósito, pues parten de la estimación de formas reducidas de sistemas sobre los cuales no se impone restricción teórica alguna, excepto en lo que toca a la elección de las variables que los integran.

Los VAR se han empleado en la práctica con dos fines principales: 1) de pronóstico, ya sea en su forma irrestricta o en forma de VAR Bayesianos, en los cuales se impone algún tipo de restricción mediante alguna distribución a priori sobre los coeficientes (véase Litterman, 1986); y 2) el explicativo, para evaluar empíricamente las interrelaciones de las variables. La validez teórica de este segundo uso ha sido cuestionada por Cooley y Leroy (1985), entre otros. Sin

embargo, como lo ha señalado Fischer (1982), los VAR resultan una forma muy conveniente de resumir las regularidades empíricas y de sugerir los canales predominantes de transmisión de efectos (véase al respecto los argumentos de Sims, 1982 y 1986). En el presente caso, la citada metodología se emplea fundamentalmente para apreciar las posibles interrelaciones empíricas de los precios al consumidor en Bolivia con algunas variables, comúnmente consideradas como determinantes de su comportamiento, los que se escogen considerando las distintas teorías de inflación.

En lo que sigue, el trabajo está organizado de la siguiente manera. En la parte II se presentan los antecedentes del fenómeno inflacionario reciente; en la parte III la selección y formulación del problema; en la parte IV una revisión sucinta de la teoría de la inflación; en la parte V el marco teórico, donde se realiza el análisis de la inflación en base a dos técnicas econométricas (regresión clásica y modelos VAR); y por último, en la sección VI, se reportan las principales conclusiones.

II. Antecedentes

A partir de 1982 Bolivia comenzó a sufrir tasas de inflación muy elevadas. Adicionalmente, a parte de la frecuente rotación de gobiernos, Bolivia tuvo cerrado el acceso a las fuentes internacionales de crédito tanto privadas como multilaterales (Banco Mundial, BIF, FMI), a lo que posteriormente respondió suspendiendo el servicio de su deuda externa.

En el plano fiscal el gobierno sustituyó los créditos externos al sector público por préstamos del Banco Central como fuente de financiamiento de sus gastos. Asimismo, los diversos factores adversos en la Balanza de Pagos dieron origen a la adopción de presupuestos inflacionarios que contribuyeron a agravar el proceso inflacionario.

La historia del proceso del acelerado incremento en los precios muestra el patrón común de la hiperinflación (ver Cuadro 1): altísimas tasas de inflación mensuales (superiores al 50% entre abril de 1984 y septiembre de 1985); drásticas caídas de los saldos monetarios reales, en

presencia de altas tasas de expansión de la cantidad nominal de dinero (lo que indica un aumento de la velocidad de circulación); dolarización interna; acortamiento de los contratos e indización al dólar, en especial al tipo de cambio paralelo, y aumento del déficit fiscal, producto de la erosión de la recaudación impositiva (Sachs, 1986).

Cuadro No. 1
BOLIVIA: INFLACION Y SALDOS MONETARIOS REALES
DURANTE EL PERÍODO 1980—1986

Déficit Fiscal (% PGB)	Tasa de inflación (%)				SalDOS monet. Reales (Base monetaria en Mill \$b. De 1980)	
	Anual 1/	Mensual 1/				
1980 6.4	23,9	1984	1986	1980	12.0	
1981 5.7	25,1	Enero	Enero 9.6	1981	10.0	
1982 22.3	296,5	Febrero	Febrero 34.8	1982	10.8	
1983 17.5	328,5	Marzo	Marzo 63.3	1983	10.3	
1984 30.6	2.177,2	Abril	Abril 166.1	1984	5.8	
1985 4.8	8.170,5	Mayo	Mayo 291.2	1985	5.1	
1986 -2.6	66,0	Junio	Junio 307.1	I	4.0	
		Julio	Julio 328.1	II	5.1	
		Agosto	Agosto 392.4	III	4.5	
		Septiembre	Septiembre 576.1	IV	5.1	
		Octubre	Octubre 975.9	1986	5.2	
		Noviembre	Noviembre 1.315,4	I	3.2	
		Diciembre	Diciembre 2.177,2	II	3.7	
		1985		III	4.0	
		Enero	Enero 68.76	IV	5.2	
		Febrero	Febrero 377.2			
		Marzo	Marzo 496.2			
		Abril	Abril 566.5			
		Mayo	Mayo 804.2			
		Junio	Junio 1.513,6			
		Julio	Julio 2.583,5			
		Agosto	Agosto 4.367,1			
		Septiembre	Septiembre 6.891,4			
		Octubre	Octubre 6.761,1			
		Noviembre	Noviembre 6.980,7			
		Diciembre	Diciembre 8.170,7			

1/ Variación a diciembre anterior.

Fuentes: INE, Sachs (1986) y, CEPAL (1987).

La crisis económica que experimentó el país fue consecuencia de varios factores interrelacionados. Uno de ellos corresponde a la caída del producto de los sectores extractivos

minería y petróleo, debido a factores estructurales (agotamiento natural de los yacimientos mineros, mala asignación de recursos y administración discrecional de las empresas públicas) y a la menor disponibilidad de recursos externos para financiar proyectos de inversión; este último fue crucial por sus repercusiones sobre los equilibrios externo y fiscal.

Otro factor que contribuyó a la crisis fue el desastre agrícola de 1983, que provocó un descenso en la oferta de bienes alimentarios, además de destruir parte de la capacidad productiva de este sector. En consecuencia, el comportamiento de los sectores extractivo y agropecuario y de la industria manufacturera permite concluir que la crisis de producción se manifestó principalmente en las actividades que producen bienes de consumo.

El descenso en los desembolsos externos también contribuyó a la crisis, porque no solo disminuyó la afluencia de capitales desde las fuentes tradicionales de financiamiento externo, sino porque el servicio de la deuda se incrementó debido al aumento en la tasa de interés internacional y los pagos de capital cada vez mayores. En efecto, entre 1982 y 1985 el flujo neto de capitales se tornó negativo, convirtiendo al país, al igual que a otros países latinoamericanos, en exportador de capitales (ver Cuadro 2).

Cuadro No. 2
DEUDA EXTERNA DURANTE EL PERIODO 1980—1986
(En millones de dólares americanos)

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986
Deuda ext. (L. Y M. plazo)	2.220,0	2.617,0	2.639,0	3.250,0	3.216,0	3.278,0	3.609,0
Serv. De la deuda ext. A/	290,1	295,0	298,3	329,9	331,5	248,1	239,0
Export. CIF	1.036,2	995,3	898,2	817,5	782,0	672,5	633,8
Import. CIF	678,4	975,4	577,5	589,1	491,6	692,9	711,5

Fuente: UDAPE, "La política antiinflacionaria", en *Revista de Análisis Económico*, No. 3, pp. 133.

a/ En 1986 incluye amortización al FAR.

Como consecuencia directa de la crisis en los sectores extractivos y de los descensos en los flujos netos de capital, las finanzas públicas sufrieron un acelerado deterioro. Los ingresos fiscales disminuyeron de manera notable debido a su alta dependencia de los flujos de exportación.¹

Las dificultades en las finanzas públicas provenían especialmente de la deuda externa. Muchos estudios señalan que el peso del servicio de la deuda externa, en su interacción con las cuentas fiscales, como el factor que desencadenó la alta inflación. En promedio, entre 1982 y 1985, las transferencias netas de recursos al exterior desde Bolivia (intereses más amortizaciones menos desembolsos de deuda externa pública) alcanzaron a 3.8% del PIB.

Ante las nuevas condiciones del flujo de recursos externos en 1982, el instrumento principal de ajuste fueron las devaluaciones del tipo de cambio, aunque entre 1983 y 1985 se intentaron con varias medidas de política económica basados en un ajuste externo con controles de cambio y de importaciones.

Estas restricciones originaron brechas muy significativas entre el tipo de cambio oficial y el tipo de cambio paralelo, que agravaron significativamente las cuentas fiscales. Ante el cierre de las fuentes externas de crédito a Bolivia y el agotamiento de las reservas de divisas del Banco Central, los déficit de caja del sector público se financiaron creciente y principalmente con emisión monetaria por el Banco Central de Bolivia.

Una vez que la economía se encontró en un sendero inflacionario, el crecimiento de los precios adquirió su propia dinámica con el juego de tres factores que interactuaban: a) la expansión monetaria que ocurrió principalmente para financiar los déficit fiscales y cuasifiscales; b) las recaudaciones tributarias del gobierno y otros ingresos del sector público que decayeron rápidamente en términos reales con la aceleración de la inflación y; c) la huida del dinero doméstico.

¹ UDAPE, "Revista de Análisis Económico", Vol.3, pp. 125.

La situación se deterioró a tal punto que entre mediados de 1984 y mediados de 1985 se entró en un verdadero caso de hiperinflación. En febrero de 1985, la tasa de inflación mensual fue de 183%; entre agosto de 1984 y agosto de 1985, se tuvo una inflación de 20,561%.

El fuerte reajuste cambiario al iniciarse el año de 1982 —devaluación del peso boliviano del 43 por ciento en febrero y establecimiento de cambio doble en marzo— generó en los diferentes agentes económicos comportamientos defensivos y especulativos a la hora de establecer precios y rendimientos. Se fue gestando rápidamente en la economía boliviana una mentalidad inflacionaria que llevó a la colectividad económica a adoptar informalmente diversos mecanismos de indexación; al principio la inflación pasada, en algunos casos el precio de la gasolina y, finalmente, la tasa de cambio del dólar en el mercado negro.

Los “shocks” cambiarios del primer trimestre de 1982, produjeron por una parte, incrementos en el nivel de precios internos y desequilibrios en el sistema de precios relativos y, por otra, al revertir las expectativas sobre la inflación, crearon actitudes defensivas que al buscar neutralizar los efectos de la inflación, gestaron mecanismos propagadores de la propia inflación.

En un contexto socio-político de violento conflicto distributivo y crecientes niveles de dolarización, que tornaban a la inflación más volátil, los paquetes estabilizadores que básicamente comprendían ajustes de precios relativos líderes como la tasa de cambio, el precio interno de los carburantes, las tarifas públicas, las compensaciones salariales acompañadas de congelamiento, apenas reprimían la inflación que ellos mismos aceleraban. Los “shocks” de precios relativos amplificados por los mecanismos de indexación condujeron a la economía boliviana a la hiperinflación y la casi total dolarización; en otras palabras a la reducción a cero de los periodos de reajuste.

Chavez A., Gonzalo. 1995. "Alta Inflación, Hiperinflación y Variabilidad de los Precios Relativos: El Caso Boliviano", pp.211, en Inflación, Estabilización y Crecimiento, edit. Juan Antonio Morales y Gilka La Torre. Universidad Católica Boliviana, IISEC.

2.1. La Nueva Política Económica

A partir de agosto de 1985 el gobierno, a través del D.S.21060, puso en práctica un programa económico dirigido a detener la hiperinflación y a restablecer los equilibrios macroeconómicos, denominándolo “la Nueva Política Económica (NPE)”. La NPE no es solo un plan de estabilización, puesto que contiene los lineamientos de un cambio estructural de envergadura de la economía boliviana.

El programa de ajuste y estabilización respondía a tres líneas de política: a) reducción de la demanda agregada; b) ajustes en los precios relativos, y c) medidas destinadas a un cambio estructural. La primera se orientó a la reducción de la demanda agregada, a través de la creación de políticas monetarias y fiscales contractivas. La segunda apuntó hacia la restitución de las señales del mercado, como mecanismos eficientes de asignación de recursos. Para ello, se eliminaron los controles sobre la mayoría de los precios, incluyendo las tasas de interés, y se decretó la modificación del tipo de cambio. El tercer conjunto de acciones estaba relacionado con la reestructuración del aparato productivo y administrativo del Estado, y con la apertura de la economía, como parte de la transformación estructural de la misma.

La reducción de la demanda agregada se basó principalmente en el control monetario y en el ajuste fiscal. En lo concerniente al control monetario, la dramática disminución de la tasa de crecimiento de la emisión monetaria, junto con la eliminación del crédito automático del Banco Central, se constituyó en uno de los instrumentos centrales de política del programa estabilizador. Por su parte, el ajuste fiscal se sustentó básicamente en mayores niveles de ingresos y en la racionalización de los gastos gubernamentales. El incremento de los ingresos se basó en la regularización y aumento de los impuestos a los hidrocarburos, y en la indización al tipo de cambio de los precios de los bienes y servicios producidos por las empresas públicas.

Dada la importancia relativa de los servicios personales en la estructura del gasto fiscal, las políticas de empleo y salarios del sector público también se orientaron hacia el proceso de ajuste, con el propósito de lograr un incremento en el ahorro del sector público. Para tal efecto, se dispuso la racionalización de personal y la incorporación de ciertos mecanismos de regulación y

control, tales como la implantación del sistema de caja única y del sistema de control de flujos financieros de las empresas públicas.

En el ámbito de la corrección de las distorsiones en la estructura de precios relativos, se dispuso la liberación de precios internos, de tasas de interés, y la devaluación de la moneda. La liberación de precios estaba orientada principalmente a modificar las distorsiones heredadas del control de precios y a restablecer las señales de mercado para una mejor asignación de recursos, eliminando mercados negros y asegurando el abastecimiento de bienes básicos.

Con la liberación de las tasas de interés se pretendió estimular el ahorro financiero, como un elemento importante para acceder a la estabilización de facto y ganar credibilidad en el programa estabilizador, puesto que a través de las tasas reales positivas de interés se eliminaron las exageradas ganancias de capital en el mercado cambiario. Cuando éstas eran establecidas por la autoridad monetaria, imperaban tasas reales negativas, desestimulando el ahorro privado y, a la vez, estimulando la demanda de divisas como activo alternativo.

La tercera línea de política dentro del ajuste en los precios relativos fue la introducción de un nuevo régimen cambiario, sobre la base de un sistema de subasta pública de divisas, administrado por el Banco Central, el que tuvo como objetivo establecer el tipo de cambio en su nivel de equilibrio.

El tercer conjunto de acciones de política se orientó hacia la liberación del mercado de trabajo, la mayor apertura de la economía y la reestructuración del aparato estatal. La liberación del mercado de trabajo estableció la libre contratación y fijación del salario mediante acuerdos obrero—patronales en cada empresa, eliminando la indización y regulación de salarios.

El redimensionamiento del sector público mediante la reestructuración administrativa, y la aplicación de los instrumentos fiscales ya señalados, tuvieron como propósito recuperar la hegemonía y el control del Estado sobre las principales empresas e instituciones públicas.

2.2. Principales resultados de la NPE

Los resultados que se observaron en los incrementos de precios internos indican que la política de estabilización fue exitosa. En efecto, la evolución de la tasa de inflación a doce meses —que en periodo inflacionario crecía a un ritmo mayor al 20.000 por ciento— se revirtió con la aplicación de la NPE. Así tras un año de su aplicación, los resultados obtenidos los podemos observar en el cuadro No. 3 que nos muestra los importantes logros obtenidos por Bolivia en el control de la inflación, después del traumático período de hiperinflación de 1984-1985. La tasa de inflación de 1986 fue 65.9%, 10.7% en 1987, 21.5% en 1988 y 16.6% en 1989, y la tasa anualizada para 1990 fue de 18.0%. A partir de 1993, la inflación es de un dígito y con tendencia decreciente hacia los niveles internacionales, alcanzando en 1998 su mínimo de 4.39%.

Cuadro No. 3
INFLACION TRIMESTRAL DEL PERIODO 1980-1998

	Trimestre I	Trimestre II	Trimestre III	Trimestre IV
1980	n.d.	9.7	2.4	6.3
1981	14.3	2.5	7.0	-0.1
1982	28.7	22.7	71.2	46.7
1983	24.0	22.2	61.4	75.3
1984	63.3	149.3	66.1	236.8
1985	496.2	170.6	333.3	18.3
1986	43.6	9.1	4.8	1.1
1987	4.4	1.7	1.5	2.6
1988	2.3	8.4	6.1	3.2
1989	1.9	0.6	7.5	5.9
1990	1.3	2.9	4.1	8.7
1991	6.8	2.1	2.3	2.7
1992	5.4	1.6	1.7	1.4
1993	2.6	1.8	3.4	1.2
1994	1.3	1.6	2.8	2.6
1995	2.3	2.7	1.4	5.6
1996	4.1	0.7	2.3	0.6
1997	-0.1	2.2	0.9	3.6
1998	2.5	0.8	0.2	0.9

Fuente: INE.

La explicación de los resultados alcanzados en 1986 en materia de inflación se encuentra en el control de los mecanismos de propagación del incremento de precios, cuyos aspectos más importantes son: a) control estricto del crecimiento de la emisión monetaria, compatible con la

disminución del déficit del sector público³; b) menor crecimiento del tipo de cambio, a través del nuevo régimen cambiario y del mecanismo de subasta pública de divisas; c) congelamiento inicial y racionalización de los salarios en el sector público; d) atenuación de las expectativas de inflación aceleracionistas de los agentes económicos, que se reflejaron en descensos de la demanda de divisas, y e) abastecimiento del mercado de productos, como respuesta a la política de libertad de precios y mayor apertura al exterior.

Un punto importante en relación a la estabilización es por qué la tasa de inflación, aunque baja comparativamente con muchos países en la región, continúa todavía por encima de la tasa internacional. *Una respuesta parcial nos da la observación de que la inflación boliviana se caracteriza más por saltos discretos en el nivel de precios que por un proceso continuo. Los saltos discretos han seguido generalmente a devaluaciones fuertes del tipo de cambio, a subidas en los precios públicos y a choques externos.*

El producto interno bruto (PIB) declinó en 2.9% en 1986, siguiendo al programa de estabilización, pero creció en 2.5% en 1987, 2.9% en 1988, en 3.8% en 1989, y ubicándose en torno al 4.2% en los últimos nueve años (1990—1998). Aunque las tasas de crecimiento son positivas entre 1987 y 1989, después de haber sido negativas en los cinco años precedentes, estuvieron por debajo o igualaban a la tasa de crecimiento de la población. En los últimos nueve años, la actividad económica creció por encima de la tasa de crecimiento de la población, pero aún insuficientes como para mejorar los niveles de vida de la población boliviana por lo que, un problema aún pendiente es la pobreza en el que el gobierno últimamente ha dado algunos pasos importantes.

La baja tasa de inversión, 12% del PIB en 1989 (que vale la pena compararla con un promedio de 17.8% durante 1975-1980) es también muy preocupante. Incluso, el promedio de la inversión nacional bruta de los últimos tres años (1996-1998) de 18.8% del PIB, apenas supera el promedio de los de los 70s, lo que explica en gran parte el magro crecimiento de la economía.

³ La aplicación de una política fiscal disciplinada permitió un mejoramiento sustancial en las finanzas públicas, ya que el déficit total del sector público se redujo desde 14 por ciento del PIB en 1985, a solo cuatro por ciento el PIB en 1986.

2.3. Selección y formulación del problema

El proceso inflacionario no es un fenómeno particular de la economía boliviana sino, un fenómeno que ha acompañado permanentemente la historia económica, política y social de la mayoría de los países, tanto en desarrollo como industrializados.

Los efectos macroeconómicos y los costos que involucran las distintas estrategias de estabilización, es un tema prioritario tanto desde el punto de vista teórico como de política económica, tal como quedó manifiesto en la experiencia latinoamericana de la década de 1980. Así, por ejemplo, países como la Argentina (1981-1983), Bolivia (1982-1985), Brasil (1981-1986) y Uruguay (1981-1984), enfrentaron en estos periodos dificultades de ajuste macroeconómico a la crisis externa y de estabilización.

En el caso de la experiencia boliviana, una vez eliminada el problema de la hiperinflación durante los últimos meses de 1985 y principios de 1986, mediante la aplicación del programa de estabilización en agosto de 1985, uno de los objetivos centrales de la autoridad económica fue la consolidación de la estabilidad del nivel de precios debido a sus claros beneficios en términos de la reducción de los costos de información y, por tanto, de un mejor funcionamiento de los precios relativos como señales en la asignación de recursos, y el aumento en el excedente del consumidor como resultado de un incremento de la demanda por dinero al disminuir el costo de mantener este activo

Durante los últimos trece años (1985-1998), el objetivo de estabilidad del nivel de precios fue alcanzado con bastante éxito. Así, por ejemplo, en los dos últimos cinco años la inflación

⁴ La inflación se define como el cambio porcentual generalizado y continuo del nivel de precios, medido normalmente por la variación del Índice de Precios al Consumidor (IPC), que es el precio promedio de una canasta de bienes y servicios consumidos por una familia representativa.

promedio fue de un sólo dígito (1993: 9.3%, 1994: 8.5%, 1995: 12.6%, 1996: 7.95%, y 1998: 4.39%)⁵, siendo el de 1998 la tasa más baja con relación al máximo del período (21.4% en 1991).

Tal comportamiento de la inflación motivó la preocupación tanto del gobierno como de analistas, quienes ensayaron un conjunto importante de hipótesis acerca de los potenciales factores que explican el reciente comportamiento del fenómeno inflacionario. En la opinión de algunos, las causales más importantes residen en los factores exógenos tales como los externos y aquellos elementos coyunturales que afectaron negativamente la producción de algunos productos de la canasta básica y sus derivados. Otros, siguiendo la teoría de las expectativas racionales, argumentan que el comportamiento desfavorable de la inflación se debe al insuficiente control del gasto público el que junto a la rigidez de los ingresos fiscales a un mayor crecimiento genera presiones sobre la emisión monetaria. La mayor emisión monetaria crea, a su vez, presiones sobre la demanda agregada dando lugar a una mayor inflación. Incluso hay quienes argumentan que la mayor inflación observada durante 1995 se debe a presiones de costo tomando en cuenta que muchos mercados tienen carácter oligopólico y existen sectores laborales poderosos organizados del sector público (por ejemplo, sindicatos de trabajadores del sector magisterio y sector salud).

En consecuencia, en base a los antecedentes mencionados anteriormente en la presente tesis se plantea como objetivo la identificación de los factores determinantes de la inflación durante el período de la post—estabilización, ya que en caso de convertirse en un fenómeno latente, es un problema que conspira constantemente contra los objetivos del desarrollo económico. Para ello se recurre a distintas teorías de inflación y desde el punto de vista metodológico a distintas técnicas.

2.4. Planteamiento del problema

La tasa de inflación en la economía boliviana, si bien es baja comparada con los estándares latinoamericanos —especialmente en los últimos años—, aún permanece substancialmente mayor al de los países desarrollados. Lucgo, las principales interrogantes que se desea contestar en este

⁵ El repunte de la inflación en 1995 se debió a los efectos negativos del fenómeno “El Niño” sobre el sector agropecuario

trabajo son: ¿Cuáles son los determinantes de la inflación en Bolivia?, ¿Cuáles son las interrelaciones básicas entre la inflación y sus determinantes?, y ¿Cuáles son los canales básicos de transmisión?.

2.5. Formulación de Hipótesis

A partir del análisis del proceso inflacionario en el periodo de la post—estabilización, realizado en base a las series temporales de las variables de interés (inflación, crecimiento del dinero, crecimiento de los salarios, inflación internacional, etc.), es posible formular la siguiente hipótesis de trabajo:

“Durante el periodo comprendido entre 1985 y 1998, los factores de costo junto a la inercia inflacionaria constituyen los determinantes básicos que afectan de manera significativa la inflación en Bolivia”.

2.5.1. Justificación de la hipótesis

El presente trabajo de investigación pretende contribuir con evidencia empírica sobre los determinantes de la inflación en nuestro país, aportando de esta manera, con elementos adicionales para la discusión de la problemática, importante por sí misma, por su estrecha vinculación con los objetivos de desarrollo económico.

Detrás de un amplio menú de políticas para enfrentar los problemas inherentes a la inflación y las causas que originan ésta, existen no solo diferencias ideológicas (keynesianas vs. monetaristas; reglas vs. discreción), sino también, muchas veces, distintas percepciones de la influencia empírica de diversas variables sobre la inflación, tanto en el corto como en el largo plazo. A su vez tales diferencias rara vez son socializadas para que la profesión y la opinión pública en general puedan formarse una idea respecto al trasfondo empírico de la discusión.

De esta manera, el trasfondo del presente trabajo radica en la utilización de técnicas econométricas para analizar los determinantes de la inflación, haciendo distinción entre los efectos de corto y largo plazo, y teniendo en cuenta que los resultados obtenidos sean consistentes con la teoría económica que sustenta la investigación.

2.5.2. Objetivo general

Como objetivo general del presente trabajo está el de investigar los determinantes externos e internos de la inflación en el periodo de la post—estabilización, utilizando para ello técnicas econométricas que dan cuenta de las interrelaciones básicas entre la inflación y sus determinantes, como asimismo de los canales básicos de transmisión de efectos. Para su realización se utilizará la técnica de regresión tradicional y modelos de vectores autorregresivos.

2.5.3. Objetivos específicos

Como objetivos específicos se pretende alcanzar los siguientes:

- Análisis de los datos, haciendo énfasis en el establecimiento del “orden de integración” de las series y, en caso que éstas sean integradas del mismo orden, determinar la “cointegración” entre las mismas.
- Realizar comparaciones entre las conclusiones derivadas de la aplicación de la técnica de regresión tradicional y los obtenidos de modelos VAR.
- En caso de encontrar deficiencias en los resultados, efectuar sugerencias de modificaciones al modelo VAR a fin de superar las deficiencias.

2.6. Metodología

La metodología a seguir en esta investigación se basa en el método analítico. Para su aplicación se utilizarán las series temporales pertinentes con frecuencia trimestral para el periodo comprendido entre el tercer trimestre de 1985 e igual periodo de 1998, las cuales permitirán someter a prueba la hipótesis que se sostiene acerca de los determinantes del proceso inflacionario en el periodo de la post—estabilización. Más específicamente, la realización del estudio se efectuará en dos etapas. En la primera parte, se estimarán modelos estructurales tradicionales que permitirán establecer los principales determinantes de la inflación; en la segunda etapa, se cuantificará los efectos de shocks sobre la inflación y sus principales canales de transmisión.

III. Marco Teórico

La inflación consiste en el aumento generalizado y continuo de los precios de diferentes mercancías transadas en un mercado, lo cual implica la pérdida del poder adquisitivo de la moneda nacional con respecto al conjunto de mercancías allí comerciadas, esto es, la pérdida de su poder adquisitivo.

Este aumento sostenido del nivel general de los precios presenta tres aspectos que merecen destacarse: 1) el aumento de precios; 2) la persistencia del mismo a lo largo del tiempo, y 3) la generalidad del mencionado aumento.

Con respecto a la primera característica es importante diferenciar entre aumento de precios y precios altos. La inflación nada tiene que ver con el nivel absoluto de precios sino con su variación a lo largo del tiempo.

Para que exista inflación el aumento en los precios tiene que ser persistente o recurrente, lo cual se opone a cambios únicos o aislados en los precios. Es decir, en una economía inflacionaria, por ejemplo, los precios aumentan hoy pero también mañana y la semana que viene.

La generalidad del aumento alude al hecho de que para que haya inflación tienen que incrementarse (prácticamente) todos los precios, aunque no necesariamente a la misma tasa.

3.1. Teorías de inflación

El problema de las causas que originan la inflación se puede encarar desde dos puntos de vista. El primero, consiste en preguntar qué factores pueden, en una economía, generar inflación (es decir, un aumento generalizado de los precios). Esta es la perspectiva que se podría llamar académica. El segundo punto de vista aparece cuando se pregunta ¿cuál de las causas posibles es la más relevante en una economía como la boliviana?, es decir, cuando se plantea el problema de la identificación empírica de las causas de la inflación en una economía concreta.

A continuación encararemos los distintos puntos de vista y teorías que explican la inflación y en el caso boliviano estudiaremos el problema de las causas de la inflación a partir de su identificación concreta.

Por lo tanto, comenzaremos con la más conocida de las posibles causas de la inflación.

3.1.1 Inflación de demanda: causas monetaristas—fiscales

Las teorías de la inflación de tirón de demanda enfatizan el aumento en la cantidad de dinero, ya sea por un creciente déficit fiscal, o por una expansión indebida de crédito para el sector privado. Luego, esta expansión de la demanda eleva los precios y los costos.

La base teórica de este enfoque es la teoría cuantitativa de dinero (tanto en su versión tradicional como moderna) y su supuesto, que variaciones en los precios son explicadas a largo plazo

fundamentalmente por variaciones en la oferta monetaria. Una aplicación de esta relación a los datos de diez países latinoamericanos en los últimos 25 años muestra que, tal como postula esta teoría, la inflación está correlacionada positivamente con variaciones en la cantidad de dinero e inversamente con variaciones en la producción, tanto a nivel de país como para el conjunto de ellos. Sin embargo, esta relación tan clara y fuerte a largo plazo no lo es tan así a corto plazo. De hecho, se observan innumerables episodios de desaceleración monetaria en que la inflación no cede, o cede muy poco; e inversamente en que la inflación cede, pero en que la oferta monetaria no desacelera.

El monetarismo es, por un lado, una posición metodológica: el nivel de precios se analiza a través de la oferta y la demanda de dinero. Por otro lado, el monetarismo tradicional considera al stock de dinero como una variable exógena, que regula la demanda agregada, y, a través de ésta, al producto físico y los precios.

En el modelo simple más típico, la demanda de dinero se expresa como una función estable del ingreso nominal y la tasa de interés que, se iguala a la suma de la tasa de interés real (supuesta aproximadamente constante) y la inflación esperada. Se postula una función de oferta agregada, que vincula al producto con los precios corrientes y los precios esperados. Estos dependen de la secuencia de la cantidad de dinero, o, en todo caso, de la propia historia pasada de los precios. El producto y el nivel general de precios en el periodo corriente se determinan entonces simultáneamente a partir del valor presente y esperado de la oferta monetaria.

La teoría tiene dos componentes: la asociación entre dinero y precios, por un lado, y la hipótesis de exogeneidad del stock de dinero, por otro. Con respecto al primer punto, se puede distinguir entre los modelos monetarios de economía cerrada y los de economía abierta. En los esquemas de economía cerrada, los precios responden a las condiciones de los mercados internos que a su vez, serán gobernados, en el agregado, por la cantidad de dinero.

Los modelos de economía abierta parten de la “ley de un solo precio” para los bienes transables: el arbitraje entre compras o ventas en el país y en el exterior haría que los precios se rijan por los precios internacionales y el tipo de cambio. En la hipótesis más simple, el nivel de precios se

determina directamente por la condición de paridad de poder adquisitivo; en general, se admite que el tipo de cambio real puede variar debido a los cambios en el precio relativo entre los bienes transables y los no transables. Cuanto más abierta sea la economía (en el sentido de que es mayor la participación de los bienes comercializables), más estrecha sería su vinculación entre los precios internos y el tipo de cambio. La forma en que se asocian el dinero y los precios dependería del régimen para los pagos internacionales. Con tipo de cambio flotante, el stock de dinero actuaría sobre los precios (a través de su efecto sobre el valor de las divisas en dinero local) mientras que, si el tipo de cambio es fijo (y rige la paridad de poder adquisitivo), la causalidad, momento a momento, sería la inversa. Pero, sea que el tipo de cambio flote o se maneje como un instrumento de política económica, la tendencia de los precios vendría determinada por la creación monetaria de origen interno.

3.1.2. Inflación de costos: pugnas distributivas

Las teorías de inflación de costos enfatizan el aumento en uno u otro de los componentes de costo: salarios, tipo de cambio, márgenes de utilidad —como el impulso inicial que obliga al Banco Central a seguir una política monetaria que ratifique ese nivel de costos o arriesgue recesión. Estas no niegan que a la larga existe una relación estrecha entre la cantidad de dinero (M) y el nivel de precios (P). Más bien afirman que la causalidad no necesariamente e inequívocamente es de M a P; puede ser de costos a precios a una expansión monetaria que los valida. De ahí que la evidencia empírica muestra que la relación entre M y P se da a largo plazo, pero flexible a corto plazo. O sea, mientras que en el enfoque de demanda la oferta monetaria es exógena y los precios y costos endógenos, determinados por la oferta y demanda en mercados de ajuste instantáneo (“auction markets”) de precios, en el enfoque de costos las alzas en los costos son exógenas (pues los precios de muchos bienes son fijados en mercados administrados) y la expansión monetaria es endógena.

La presión de costos puede tener distintos orígenes: entre otros, colusión oligopólica para elevar los márgenes de ganancia; presión sindical para elevar los salarios reales; una devaluación para transferir recursos hacia el exterior y hacia las actividades transables. Si los precios (o los demás

precios) fueran completamente flexibles podría efectuarse tal redistribución sin inflación; bastaría que los demás precios y costos cayeran. Sin embargo, de haber cierta rigidez hacia la baja de éstos, entonces sólo podrán lograrse las necesarias caídas en los precios relativos de estos últimos si los demás precios suben más. En tales circunstancias, las autoridades enfrentarían la disyuntiva de permitir una recesión o validar una inflación. De hecho, una justificación típica para una política inflacionaria sería esta: para facilitar un necesario ajuste en los precios relativos.

3.1.3. Causas estructurales

Emparentados con la inflación de costos están los enfoques estructuralistas que señalan que la rigidez pertinente es la baja elasticidad—precio que tienen, en especial, las exportaciones tradicionales y la producción agrícola. De ahí que caídas en los términos de intercambio o de la producción agrícola lleven a fortísimas alzas en el tipo de cambio o de los precios agrícolas, creando una enorme presión inflacionaria por el lado de los costos. Si estas rigideces se deben a una estructura económica rígida (mercados segmentados, concentración de ingresos y de la propiedad, poca iniciativa empresarial, entre otros) o son producto de políticas erradas (v.gr. aranceles protectores con sesgo antiexportador, controles de precios agrícolas con fines distributivos, tasas de interés negativas) distingue a los estructuralistas heterodoxos (CEPAL, 1962; Seers, 1962; Sunkel, 1958, entre otros) que propician la intervención en los mercados de los estructuralistas ortodoxos o neoliberales (Balassa 1982; Kruegeen, 1981; Mc Kinnon, 1973, entre otros) que propician la liberalización de los mercados.

Esta escuela parte del supuesto de que a cada estructura del sistema económico corresponde un vector de precios relativos, de manera de que cambios estructurales provocan cambios en los precios relativos. Los precios para los estructuralistas son inflexibles a la baja, por la manera que se forman; así modificaciones en los precios relativos se traducen en aumentos del nivel general de precios.

Existen básicamente dos mecanismos de formación de precios en el sistema capitalista relacionados con dos sectores de la economía: el sector donde actúan los mecanismos de mercado

y el sector donde los precios son producto de decisiones empresariales. El primero conocido como “flexprice”, presenta productos homogéneos, gran diversidad de productores y transparencia informativa de mercado; aquí los productores son tomadores de precios y estos se forman al interactuar la oferta y demanda; el segundo, también conocido como “fixprice”, produce bienes heterogéneos, está compuesto de pocos productores que actúan en mercados poco transparentes, las unidades empresariales que conforman este sector son formadores de precios, es decir el precio es una decisión administrativa—empresarial que añade a los costos unitarios variables un margen de lucro conocido como “mark-up”.

El modelo estructuralista atribuye gran importancia a los mecanismos mantenedores y propagadores de la inflación. Los mecanismos de propagación más comunes son la indexación salarial y los reajustes defensivos de precios por parte de sectores económicos que poseen algún tipo de monopolio.

Los estrangulamientos del sector agrícola y del comercio exterior manifestados en continuas subidas de precios de productos agrícolas y ajustes en el tipo de cambio (variaciones en los precios relativos) provocan aumentos en la tasa de inflación. En un primer momento son cambios en los precios relativos los que generan la inflación, posteriormente, establecidos los mecanismos propagadores del proceso inflacionario, precios relativos e inflación, se autoalimentan.

3.1.4. Inflación persistente o inercial

De hecho, durante largo tiempo la discusión sobre la inflación en nuestros países giró en torno a estas causas básicas, cristalizándose en América Latina en el famoso debate entre monetaristas y estructuralistas (Hirschman, 1961; CEPAL, 1962; Baer y Kerstenetzky, 1964). Si bien en esa época ya se distinguían entre las presiones básicas y los mecanismos de propagación, el énfasis se mantenía en los primeros, puesto que la inflación media de la región era apenas del 20% anual. Sin embargo, el debate quedó superado por los hechos en la medida que el promedio de inflación en la región subió aceleradamente alcanzando 300% anual en 1985. A estos ritmos, las presiones básicas fueron ahogadas por los mecanismos de propagación.

Por cierto, los factores de propagación (indización o expectativas) no inician la inflación o su aceleración, pero sí la mantienen. De hecho, una vez que existe un shock (sea de demanda o de oferta) que inicia la inflación, el ritmo inflacionario puede llegar a un nivel que no guarde relación alguna con la presión inflacionaria inicial, si se desata un espiral inflacionario (de precios a salarios a mayor déficit fiscal a expansión monetaria o viceversa). Más aún, al persistir la inflación a altos ritmos por un tiempo, se generan expectativas de que ésta va a continuar, a menudo institucionalizándose en mecanismos de indización cada vez más extendidos (tipo de cambio, intereses, arriendos, salarios, impuestos...). De tal modo que es perfectamente posible que, después de un tiempo, desaparezcan los factores que dieron lugar al brote inflacionario inicial, pero que éste siga por su cuenta en forma “inercial”. Habrá inflación, pues, y, por cierto, expansión monetaria, déficit fiscal y alza en los costos, pues a la larga no puede haber inflación si los medios de pago y de vida no suben; pero estos factores no serán su causa. Las causas serían las expectativas inflacionarias y los mecanismos de indización al cual dan lugar. En efecto, a ese ritmo de inflación, y aunque parezca paradójico, no habría ni exceso de demanda ni de costos; sería, pues, una inflación de equilibrio.

3.2. Análisis de propiedades estadísticas de series temporales

En 1970, Box y Jenkins proponen una metodología rigurosa para la identificación, estimación y diagnóstico de modelos dinámicos para datos de series temporales que se han convertido en la actualidad en una herramienta habitual en el análisis de series económicas.

3.2.1. Proceso estocástico, ruido blanco

Se llama *proceso estocástico* a una sucesión de variables aleatorias: $\{y_t\}$, $t = -\infty, \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots, \infty$. El índice que describe la sucesión de variables aleatorias que configura un proceso estocástico no necesita tener una interpretación concreta, la econometría confiere al índice t una interpretación como el periodo al que corresponde la variable aleatoria y_t .

Esta definición es muy general, y las variables aleatorias y_t no precisan satisfacer ninguna propiedad en particular.

Se llama **ruido blanco** a una sucesión de variables aleatorias con esperanza matemática cero, igual varianza (homoscedástico), e independientes en el tiempo.

3.2.2. Estacionariedad

Un proceso estocástico y_t es estacionario si para todo m -tupla (t_1, t_2, \dots, t_m) y todo entero k el vector de variables $(y_{t_1}, y_{t_2}, \dots, y_{t_m})$ tiene la misma distribución probabilística conjunta que el vector $(y_{t_1+k}, y_{t_2+k}, \dots, y_{t_m+k})$, donde las variables aleatorias que componen un proceso estocástico estacionario están idénticamente distribuidas. A esta se la conoce como la definición fuerte de estacionariedad.

Dado que en la práctica resulta difícil la aplicación de la anterior definición, se utiliza la definición débil de estacionariedad, según la cual la estacionariedad se produce cuando todos los momentos de primer y segundo orden del proceso estocástico y la covarianza al rezago k son invariantes en el tiempo. Formalmente,

$$(1.1) \quad E(y_t) = \mu$$

$$(1.2) \quad Var(y_t) = E(y_t - \mu)^2 = \sigma_y^2$$

$$(1.3) \quad Cov(y_t, y_{t-k}) = E((y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)) = \gamma_k$$

3.2.3. Raíces Unitarias

La econometría moderna considera que la mayoría de las series económicas son no—estacionarias, por tanto existen implicaciones de tipo econométrico que se tendrían que considerar como ser: los estadísticos como la t de Student o el Durbin-Watson o medidas como el R^2 pierden sus propiedades originales, por otra parte, es necesario utilizar tests para verificar la

estacionariedad o no—estacionariedad de las series temporales previa a la realización de estimaciones.

En la mayoría de los casos una serie no—estacionaria se puede transformar a estacionaria aplicando primeras diferencias. De aquí surge el concepto de *Orden de integración*, una variable es integrada de orden d , $I(d)$, si es que esta debe ser diferenciada d veces para ser estacionaria. Una serie estacionaria es $I(0)$.

Partiendo de un modelo autorregresivo de orden uno, $AR(1)$: $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$, si $|\rho| < 1$ entonces y_t es estacionaria, $I(0)$. Si $\rho = 1$, entonces el proceso generador es un recorrido aleatorio y por tanto y_t no es estacionaria, es $I(1)$.

En síntesis los tests de estacionariedad son pruebas de hipótesis que buscan determinar si $|\rho| < 1$ o si por el contrario $\rho = 1$, en cuyo caso existirá raíz unitaria.

3.2.3.1 Pruebas de raíz unitaria

Los supuestos del modelo de regresión clásica requieren que tanto el regresando como los regresores sean estacionarios y que los errores tengan media cero y varianza finita. En presencia de variables con raíz unitaria (no estacionarios), puede darse el problema que Granger y Newbold (1974) denominan “regresión espúrea” (“spurious regression”), cuya característica es que al ser los residuos no estacionarios los parámetros estimados no tienen ningún significado económico.

Por otra parte, cuando existen evidencias de la presencia de raíz unitaria en una serie su principal implicación es que los cambios (o perturbaciones) en la misma tienen carácter permanente.

3.2.3.1.1. Prueba de Dickey-Fuller

Debido a la importancia del análisis de las características estadísticas de las series temporales, Dickey y Fuller (1979) desarrollaron un procedimiento para probar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en una serie temporal. Para ello proponen utilizar como ecuación de prueba la siguiente:

$$(2) \quad \Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_1 t + \varepsilon_t$$

donde la constante (α_0) y la tendencia determinística (t) son los componentes determinísticos y ε_t es el término error que se asume es ruido blanco. Si $\alpha_0 = \alpha_1 = 0$, se tiene un modelo de caminata aleatoria (“random walk”); si $\alpha_0 \neq 0$ y $\alpha_1 = 0$ se tiene un modelo de caminata aleatoria con “drift”.

El parámetro de interés es γ ; si $\gamma = 0$, la secuencia $\{y_t\}$ contiene raíz unitaria. El test consiste en estimar por Mínimos Cuadrados Ordinarios una o más versiones de (2) a fin de estimar γ y su desviación estándar. Comparando el estadístico-t asociado a la estimación de γ con los valores críticos de Dickey-Fuller se acepta o rechaza la hipótesis nula $\gamma = 0$. Los valores críticos para $\gamma = 0$, por una parte, dependen crucialmente de los componentes determinísticos incluidos en (2) y del tamaño de la muestra⁶ y, por otra, no se modifican si (2) se sustituye por un proceso autorregresivo del tipo:

$$(2') \quad \Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_1 \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Por último, en (2) y (2') es posible probar la significancia estadística del término “drift” y la tendencia, aunque debe tenerse cuidado que el valor crítico sea el apropiado.

⁶ Dada cualquier nivel de significancia, los valores críticos del estadístico-t disminuyen a medida que aumenta el tamaño de la muestra.

3.2.3.1.2. La prueba de Dickey-Fuller Ampliada

No todos los procesos de series temporales pueden ser adecuadamente representados por un proceso autorregresivo de primer orden dada en (2), por lo que es posible emplear el test de Dickey-Fuller en ecuaciones autorregresivas de mayor orden como la dada en (2'). Consideremos un proceso autorregresivo de orden p:

$$(3) \quad y_t = \alpha_0 + \sum_{i=2}^p \alpha_i y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Sumando y restando $\alpha_p y_{t-p+1}$ y después $(\alpha_{p-1} + \alpha_p) y_{t-p+2}$, etc., se obtiene:

$$(4) \quad \Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

donde $\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i)$ y $\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$.

En (4), el coeficiente de interés es γ ; si $\gamma=0$, la ecuación está enteramente en primeras diferencias por lo que la secuencia $\{y_t\}$ contiene raíz unitaria. Los valores críticos son los mismos que se mencionaron anteriormente.

Debe tenerse presente que el test de Dickey-Fuller supone errores ruido blanco, lo que da lugar a cuatro importantes problemas: Primero, el verdadero proceso generador de datos puede contener tanto los componentes autorregresivos como de promedio móvil. Segundo, no se puede estimar apropiadamente γ y su desviación estándar si no se incluyen todos los términos autorregresivos, por lo que un segundo problema está relacionado con la selección del número óptimo de rezagos. Tercero, el test de Dickey-Fuller considera solamente una raíz unitaria. Sin embargo, un proceso autorregresivo de orden p tiene p raíces características, por lo que la serie para ser estacionaria necesita ser diferenciada p veces. Cuarto, a-priori no se conoce qué componentes determinísticos deben ser incluidos en la ecuación de prueba. Para el tratamiento de estos temas véase la Parte III del documento.

3.2.3.1.3. Prueba de Phillips-Perron

Como se mencionó anteriormente, la prueba de Dickey-Fuller asume errores estadísticamente independientes y homoscedásticos. Phillips y Perron (1988) generalizaron el procedimiento de Dickey-Fuller permitiendo supuestos más flexibles para la distribución de los errores. En particular, este procedimiento no requiere que el término de error sea seriamente incorrelacionado u homoscedástico.

Los estadísticos del test de Phillips-Perron son modificaciones del estadístico-t de Dickey-Fuller que toman en cuenta los supuestos menos restrictivos de los errores. Las expresiones son extremadamente complejas y escapan a los propósitos de este artículo.

Los valores críticos para los estadísticos de Phillips-Perron son los mismos que para el test de Dickey-Fuller.

3.2.3.1.4. Prueba de raíz unitaria en presencia de quiebre estructural

Al llevarse a cabo la prueba de raíz unitaria debe tenerse especial cuidado con que no existan cambios estructurales en el periodo muestral. Cuando existe cambios estructurales, los test de Dickey-Fuller y de Phillips-Perron están sesgados hacia el no rechazado de existencia de raíz unitaria. Una forma de llevar a cabo el test de raíz unitaria en presencia de quiebre estructural es fraccionando la muestra en dos partes y empleando el test de Dickey-Fuller en cada parte. El problema con este procedimiento es que se pierde grados de libertad para cada una de las regresiones, por lo que es preferible utilizar la muestra completa.

Perron (1989) desarrolló un procedimiento para la prueba de raíz unitaria en presencia de cambio estructural en el periodo $t=\tau+1$. Se considera como la hipótesis nula la existencia de un cambio en

el nivel de un proceso con raíz unitaria y como la hipótesis alternativa un cambio en el intercepto de un proceso estacionario en tendencia⁷ (“trend stationary”). Formalmente,

$$(5) \quad H_0 : y_t = \alpha_0 + y_{t-1} + \alpha_1 D_p + \varepsilon_t$$

$$(6) \quad H_1 : y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \alpha_1 D_L + \varepsilon_t$$

donde D_p denota una variable ficticia tal que $D_p=1$ si $t=\tau+1$ y cero en otro caso, y D_L representa otra variable ficticia tal que $D_L=1$ si $t>\tau$ y cero en otro caso.

El problema econométrico consiste en determinar si una serie observada es modelada mejor por (5) o (6). Para la implementación de la técnica de Perron (1989) véase la Parte III.

3.2.4. Cointegración

En términos matemáticos se dice que un grupo de variables están cointegradas si: a) Cada una de ellas está integrada del mismo orden. Es decir, todas las variables deben alcanzar la estacionariedad diferenciando el mismo número de veces. En economía es muy raro encontrar series que se deban diferenciar más de una vez, siendo solo necesario diferenciar una vez para alcanzar la estacionariedad y, b) si se cumple lo primero existe una combinación lineal de estas variables, a través del vector de cointegración, que es estacionaria sin la necesidad de diferenciar.

Denotando por x un vector de variables integradas de orden uno, $I(1)$, es decir, se requiere diferenciar sólo una vez para alcanzar la estacionariedad, se dice que están cointegradas si existe una combinación lineal ($z=Ax$), integrada de orden cero (no posee raíz unitaria).

Desde el punto de vista económico, la idea de cointegración se refiere a que las variables evolucionan en un patrón de equilibrio de largo plazo, y los desequilibrios de corto plazo (z)

⁷ Un proceso es estacionario alrededor de una tendencia si en la regresión $Y_t = a_0 + a_1 t + u_t$, u_t es puramente aleatorio, i.e., ruido blanco. Por su parte, un proceso es estacionario en diferencia si en la regresión $\Delta Y_t = a + u_t$, el residuo es ruido blanco.

tienden a ser corregidos (combinación lineal estacionaria). Esto último da lugar a los modelos de corrección de errores.

La estimación del vector de cointegración (A) se puede hacer a través de una regresión de las variables que están integradas. Sin embargo, es necesario que la ecuación de cointegración esté bien especificada, para luego recién hacer las inferencias sobre la combinación lineal (la combinación lineal es lo mismo que el error de regresión).

Para verificar si las series están cointegradas, además del test de raíz unitaria a las series iniciales se requiere hacer test de raíces unitarias sobre el error de la ecuación cointegrante (regresión de las variables integradas). Si las series están cointegradas, el término de perturbación es estacionario y por tanto las herramientas de regresión clásica son válidos.

3.2.5. Econometría dinámica y modelos de corrección de errores

El enfoque de la econometría dinámica o inglesa (Hendry y Richard, 1983); que se vincula con la literatura de raíces unitarias a través del concepto de cointegración y en virtud al Teorema de Representación de Granger, la confluencia final en términos de modelos de corrección de errores (Engle y Granger, 1987; Hendry, 1986 y Granger, 1981), consiste en partir con una especificación sobreparametrizada. La variable inflación queda especificada en términos de los valores pasados de la propia variable, de los valores presentes y pasados de otras variables que se consideran las *fundamentales* en la explicación de la variable dependiente. El número de rezagos para cada variable y el número de éstas a incluirse en la especificación se efectúa hasta que el término del error se comporte como una *innovación*; esto es, hasta que no sea posible inferir valores futuros de los residuos a partir de valores pasados de la misma y, lo crucial, con el uso de la información disponible en el período t .

En esta metodología, el término de error es una innovación por construcción. En cuanto al número de rezagos, su número en la especificación sobreparametrizada está limitada por el tamaño de la muestra que en la práctica siempre es finita y en la mayoría de los casos pequeña.

El objetivo, es alcanzar una aproximación parsimoniosa⁸ al proceso aleatorio desconocido que genera la variable de interés —la inflación, por ejemplo, en nuestro caso. Así, una vez hecha la estimación (por Mínimos Cuadrados Ordinarios) de la especificación sobreparametrizada, se procede a su simplificación mediante un proceso continuo de reducción y reparametrización, hasta encontrar la especificación final que debe satisfacer un conjunto de requisitos estadísticos: los términos contemporáneos en el lado derecho de la especificación no deben violar la condición de exogeneidad débil (Engle, 1983) y, el término de error debe ser una innovación y como mínimo ruido blanco. En cada paso del proceso de búsqueda de la estructura dinámica de la inflación, se efectúan tests contra el modelo general, haciendo uso de tests F, tests de residuos y otros criterios como el de la estabilidad de los parámetros asociados a las variables explicativas.

En el proceso de búsqueda de una estructura dinámica parsimoniosa de la variable sujeta a modelación, el primer paso consiste en la determinación de si la inflación se relaciona con las otras variables en niveles, en primeras diferencias o en ambos.

Si la variable sigue un proceso autorregresivo, su relación en niveles con otras variables explicativas pasa por la hipótesis de cointegración. Si se verifica dicha hipótesis, gracias al Teorema de Representación de Granger, la especificación dinámica de la variable (p.e., inflación) puede representarse por un modelo de corrección de errores del tipo:

$$(7) \quad \Delta y_t = A(L)\Delta y_{t-1} + B(L)\Delta X_t - \phi w_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde $w_t = \pi_t - \Theta'X_t$ representa la combinación lineal de cointegración entre X_t e y_t y donde ε_t es un término de error estacionario, aunque puede tener autocorrelación. Los elementos de las matrices de los polinomios, $A(L)$ y $B(L)$, indican el efecto impacto (de corto plazo). Por su parte

⁸ Decir lo mismo con una menor cantidad de parámetros.

ϕ indica el efecto *feedback*: si el cambio en y_t es mayor que $\Theta'X$ en el período $t-1$, Δy_t disminuye en la proporción ϕ y, viceversa; si y_t es menor que $\Theta'X$ en $t-1$, Δy_t aumenta en ϕ ajustando la relación de corto plazo.

La ventaja de esta representación es que “engloba” niveles y diferencias siendo una alternativa al enfoque de los vectores autorregresivos (VAR), en el que todas las variables intervienen en diferencias o en niveles.

Con respecto a la estimación del modelo de corrección de errores, Engle y Granger (1987) proponen un procedimiento en dos etapas: i) estimar (por MCO) la ecuación de cointegración para obtener el tercer término de (7) y ii) utilizando éste término rezagado en un período, estimar (7) por Mínimos Cuadrados Ordinarios.

3.2.6. Modelos de Vectores Autorregresivos (VAR)

En la literatura de pronósticos basada en modelos econométricos, históricamente se tiene dos aproximaciones que son compatibles y complementarios: (i) modelos econométricos estructurales o “causales” y, (ii) modelos de series de tiempo (Kennedy, 1985; Granger y Newbold, 1986).

Los primeros se construyen y estiman con base a la teoría económica relevante y, como es ya bien conocido, se componen de variables dependientes (endógenas) y un conjunto de regresores que explican la primera o, lo que es lo mismo, dan cuenta acerca de sus variaciones. Con estos modelos lo que se pretende es capturar las relaciones estructurales, identificadas a partir de la investigación teórica, entre las variables. Estos modelos tuvieron un amplio uso durante los años 60s y a principios de los 70s e incluso hoy en día se siguen utilizando para el pronóstico de variables financieras y en la investigación. Sin embargo, en los últimos años de los setenta fueron incapaces de pronosticar el fenómeno de la “estanflación”, i.e. la presencia de las altas inflaciones simultáneamente con alto desempleo (Lucas y Sargent, 1979). Esto dio lugar a la adopción de

métodos más simples y menos costosos pero más precisos en sus pronósticos: los modelos de series de tiempo.

Estos modelos se construyen sobre la premisa que las series de tiempo tienen una historia estadística recurrente particular que puede ser modelado y explotado para fines de pronóstico. Detrás de esta metodología está la idea ecléctica que no podemos conocer lo suficiente acerca de la estructura de una economía como para construir un modelo estructural detallado que nos permita la obtención de buenos pronósticos (véase, p.e.; Sims, 1980).

En esta sección examinaremos los modelos multivariados de series temporales que reflejan la importancia de “la influencia de otras variables observables que se conoce o se sospecha están relacionados con la variable de interés” (Kling y Bessler, 1985). Entre estos modelos destacan los modelos de vectores autorregresivos (VARs)⁹, en los que no existe “apriori” la imposición de restricciones de exogeneidad o de formas funcionales como es usual en el problema de identificación de sistemas de ecuaciones simultáneas. En su lugar, los modelos VAR son formas reducidas que toma en cuenta las interacciones que están presentes en los datos. Si $X'_t = (X_{1t}, \dots, X_{mt})$ es un vector de variables que se desea modelar con un VAR, bajo condiciones de exogeneidad conjunta y ergodicidad (véase Granger y Newbold, 1986), X'_t tiene la siguiente representación de vector autorregresivo:

$$(8) \quad \Phi(L)X_t = E_t$$

donde $\Phi(L)$ es una matriz función en operadores de rezagos¹⁰ infinita de orden $m \times m$, E_t es un vector de términos de error bien comportados, y donde cada elemento de $\Phi(L)$ sigue la siguiente

⁹ Por el contrario, en los modelos de series de tiempo univariados, las variaciones de una serie temporal se expresa como una función de términos autorregresivos (valores pasados de la variable) y términos de promedios móviles (errores contemporáneos y pasados). Sin embargo, un modelo ARIMA no incorpora información previa (p.e., la teoría económica) por lo que podría considerarse como una elección pobre como un modelo de pronóstico; sin embargo, en la práctica tiene un amplio uso debido a que permite la obtención de proyecciones razonables en el corto plazo.

Un operador de rezagos representa la siguiente operación: $L^k X_t = X_{t-k}$.

estructura: $\phi_{ij}(L) = \sum_{k=0}^{\infty} \phi_{ij,k} L^k$. Ahora, para fines de estimación la anterior estructura autorregresiva infinita se aproxima por otra finita.

En la práctica, la cuestión de si es más ventajoso el uso de modelos estructurales frente a modelos de series temporales para fines de pronóstico, o viceversa, dependerá de la información previa con la que se cuenta como la validez o no de una teoría económica en particular.

Los modelos multivariados de series temporales afirman que la verdad descansa en algún lugar entre la aproximación tradicional de ecuaciones simultáneas y los modelos de series temporales univariados. En este marco, los modelos VAR resultan ser modelos cuasi-series temporales ya que hacen uso de información proporcionada por la teoría económica en la selección de las variables a ser incluidos en una especificación de manera de contar con un modelo con poder predictivo mayor a los modelos de series temporales univariados.

¡Error! Marcador no definido.

Los modelos univariados de series temporales (modelos ARIMA(p,d,q)), no permiten las interacciones dinámicas entre las variables sino que expresan la variación de una serie temporal sólo como una función de términos autorregresivos y términos de promedios móviles. En cambio, los modelos VAR sí permiten las interacciones dinámicas entre las variables ausentes en los modelos univariados. Los modelos VAR reflejan la importancia de “la influencia de otras variables observadas que se conocen o se sospechan están relacionadas con la serie de interés”. Un modelo VAR no impone a priori restricciones como la exogeneidad o formas funcionales tal cual es propio de los sistemas de ecuaciones simultáneas. En su lugar, un VAR es un modelo en su forma reducida en la cual se explotan las interacciones que están presentes en los datos.

En cuanto al método de estimación relevante, los mínimos cuadrados ordinarios (aplicados ecuación por ecuación) han probado ser los mejores estimadores. La elección del número de rezagos de cada una de las variables se realiza utilizando el test F o el Criterio de información de Akaike o el Criterio de Schwartz. El primer test contrasta la hipótesis nula de que las variables (rezagadas) adicionales no contienen información relevante como para mejorar los pronósticos de la variable de interés y las dos últimas tratan de tests que castigan los coeficientes extras (los

correspondientes a las variables rezagadas adicionales) por lo que, la especificación elegida corresponderá a aquél con el criterio más pequeño.

Las interrelaciones entre las variables incluidas en el VAR se analizan en términos de funciones de impulso-respuesta (FIR) y la descomposición de varianzas (DV), que se revisan sucintamente a continuación.

3.2.6.1 Funciones de impulso-respuesta (FIR)

Una función impulso-respuesta traza los efectos de un shock de una desviación estándar a una de las innovaciones sobre los valores corriente y futuro de las variables endógenas.

Un shock sobre la *i*-ésima variable afecta directamente a la *i*-ésima variable, y también se transmite a todas las variables endógenas a través de la estructura dinámica del VAR.

Consideremos un modelo simple VAR(1):

$$\begin{aligned}IP_t &= a_{11}IP_{t-1} + a_{12}M1_{t-1} + \varepsilon_{1,t} \\M1_t &= a_{21}IP_{t-1} + a_{22}M1_{t-1} + \varepsilon_{2,t}\end{aligned}$$

donde, IP denota el nivel de precios y M1 el stock de dinero en la economía.

Un cambio en $\varepsilon_{1,t}$ modificará inmediatamente el valor corriente de IP. Asimismo modificará los valores futuros de IP y M1 ya que el valor rezagado de IP aparece en ambas ecuaciones. Si las innovaciones, $\varepsilon_{1,t}$ y $\varepsilon_{2,t}$ en nuestro ejemplo, están incorrelacionados, la interpretación de la función impulso-respuesta es directa. $\varepsilon_{1,t}$ es la innovación para IP y $\varepsilon_{2,t}$ es la innovación para M1. La función de impulso-respuesta para $\varepsilon_{2,t}$ mide el efecto de un shock monetario de una desviación estándar sobre la producción industrial corriente y futura y el stock de dinero.

Sin embargo, las innovaciones usualmente están correlacionadas, por lo tanto tienen un componente común el cual no puede ser asociado con una variable específica. Un método común pero arbitrario consiste en atribuir todo el efecto de cualquier componente común a la variable que está primero en el VAR. En nuestro ejemplo, el componente común de $\varepsilon_{1,t}$ y $\varepsilon_{2,t}$ es totalmente atribuido a $\varepsilon_{1,t}$, debido a que $\varepsilon_{1,t}$ precede a $\varepsilon_{2,t}$. Entonces, $\varepsilon_{1,t}$ es la innovación de IP, y $\varepsilon_{2,t}$, la innovación de M1, es transformada al eliminar el componente común.

Más técnicamente, los errores son ortogonalizados mediante la descomposición de Cholesky de manera que la matriz de covarianzas de las innovaciones resultantes sea diagonal. Mientras la descomposición de Cholesky es ampliamente utilizada, es un tanto arbitrario el método para atribuir los efectos comunes. Debe tener en mente que cualquier cambio en el orden de las ecuaciones puede cambiar dramáticamente las respuestas a los impulsos.

3.2.6.2. Descomposición de varianzas (DV)

La descomposición de varianzas proporciona un método diferente para el análisis de la dinámica del sistema. La función de impulso-respuesta dan cuenta de los efectos de un shock en una variable endógena sobre las variables del VAR. En contraste, la descomposición de varianzas descompone las variaciones en una variable endógena en shocks a las variables endógenas del VAR. Es decir, brinda información acerca de la importancia relativa de cada innovación aleatoria a las variables en el VAR.

3.2.7. Causalidad de Granger

La correlación no implica necesariamente “causa” en el estricto sentido de la palabra. En econometría es posible encontrar correlaciones entre una amplia gama de variables, las que son simplemente “espúreas” o sin significado económico. Como ejemplos interesantes se pueden citar la alta correlación entre los salarios de los maestros y el consumo de alcohol, o, la alta

correlación positiva entre la tasa de fallecimientos y la proporción de matrimonios celebrados, encontrados en Inglaterra.

La aproximación de Granger (1969) a la pregunta de si x causa y , consiste en ver cuánto del valor corriente de y puede ser explicado por los valores pasados de y , y ver si añadiendo los valores pasados de x puede mejorarse la explicación. Se dice que y es Granger “causado” por x si x ayuda a la predicción de y , o equivalentemente si los coeficientes de los rezagos de x son estadísticamente significativos. En la práctica es frecuente encontrar causación en ambos sentidos; x Granger causa y e y Granger causa x .

Es importante notar que la frase “ x Granger causa y ” no implica que y es el efecto o el resultado de x . La causalidad de Granger mide precedencia y el contenido de la información pero por si mismo no indica causalidad en el sentido que comúnmente se utiliza la palabra.

Para rechazar o aceptar la hipótesis nula: “ x no Granger causa y ”, se utiliza el test F .

IV. Marco Práctico

4.1. Algunos hechos estilizados

Con el propósito de determinar las variables que están asociadas con la inflación doméstica, se consideraron el índice de precios al consumidor (base 1991), tipo de cambio nominal de venta (promedio oficial), billetes y monedas en poder del público, agregado monetario M3, tasa de interés en moneda extranjera a 180 días, índice de precios de EE. UU. (base 1991) como proxy de los precios internacionales, precios de gasolina especial, y salario mínimo, para el periodo comprendido entre el tercer trimestre de 1985 y tercer trimestre de 1998.

En los gráficos 1 a 6 puede apreciarse la trayectoria temporal de las variables listadas arriba (todas transformadas en tasas de crecimiento), destacando su alta volatilidad desde finales de 1985 hasta finales de 1986, que corresponde a la primera etapa de la estabilización posterior a la implementación de D.S. 21060 en agosto de 1985. Luego, a partir de finales de 1986 las variables mencionadas muestran un comportamiento uniforme, sin tendencia definida, característica que en principio permite plantear como conjetura que todas las variables son estacionarias (sin raíz unitaria).

Según la inflación resumida en los gráficos mencionados y el Cuadro 4, la inflación trimestral medida como tasa trimestral de variación en los precios muestra un comportamiento claramente estacionario, con una media de 3.7% y una desviación estándar de 5.2%. Los billetes y monedas en poder del público, con una media de 1.4% y una desviación estándar de 15.6% exhibe una significativa volatilidad pero inferior al precio de gasolina especial que tiene una desviación estándar de 96% (con una media de 14%). El agregado monetario M3 que representa la liquidez total en la economía, de manera contrapuesta a billetes y monedas en poder del público está sujeta a una volatilidad relativamente pequeña (7.4%). La tasa de cambio en el tipo de cambio nominal, por su parte, se caracteriza por su baja volatilidad, siendo su desviación estándar de 2.1%. asimismo, la tasa de interés en moneda extranjera está sujeta a una moderada volatilidad, con una desviación estándar de 6.5%. La inflación externa, medida por la inflación de los Estados

Unidos, es la menos volátil del conjunto de variables consideradas en el trabajo, con una desviación estándar de 0.5%. En cuanto a los salarios, los salarios del sector privado son las menos volátiles con una desviación estándar de 4.1%, mientras que el salario mínimo se halla expuesto a una volatilidad más alta (desviación estándar de 19.6%), que básicamente se debe a las modificaciones que anualmente sufre esta variable. Adicionalmente, desde el punto de vista de su distribución, de acuerdo al estadístico de Jarque-Bera, solamente billetes y monedas, la inflación externa y los salarios del sector privado parecen tener una distribución Normal.

Desde el punto de vista de las correlaciones estadísticas, según el Cuadro 5 la inflación se halla altamente correlacionada con el precio de gasolina especial y, de manera significativa, con la devaluación. Con las restantes variables, la correlación es regular.

Gráfico No. 1

**EVOLUCION DE LA INFLACION Y BILLETES Y MONEDAS :
1985:III-1998:III**

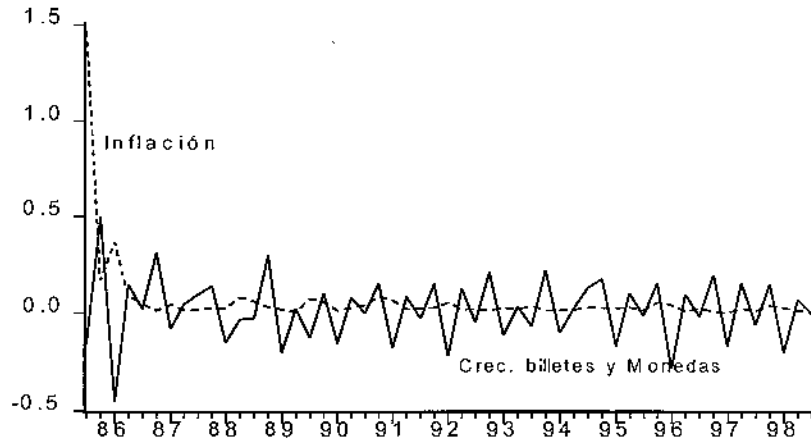


Gráfico No. 2

INFLACION Y M 3: 1985:III-1998:III

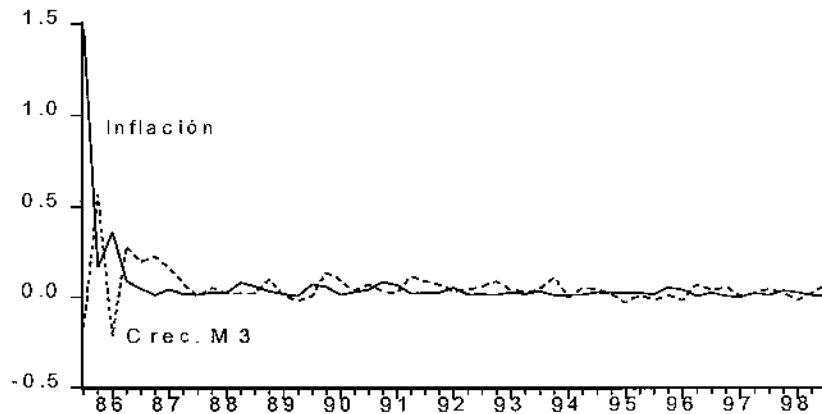


Gráfico No. 3

INFLACION Y DEVALUACION: 1985:III-1998:III

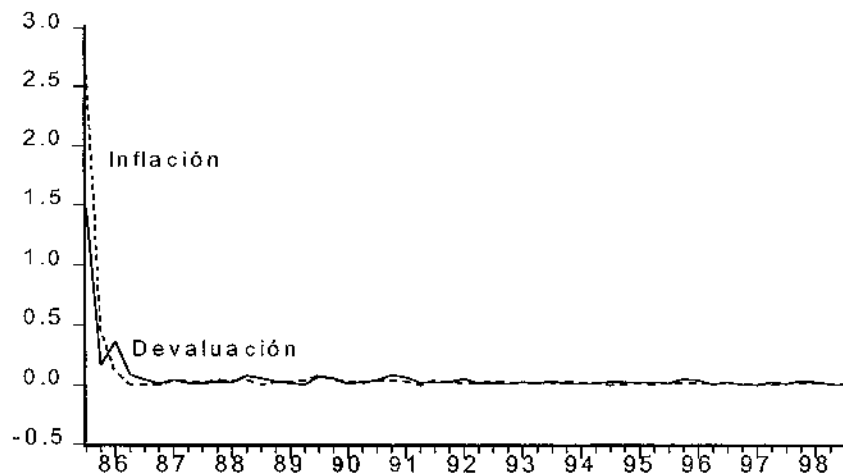


Gráfico No. 4

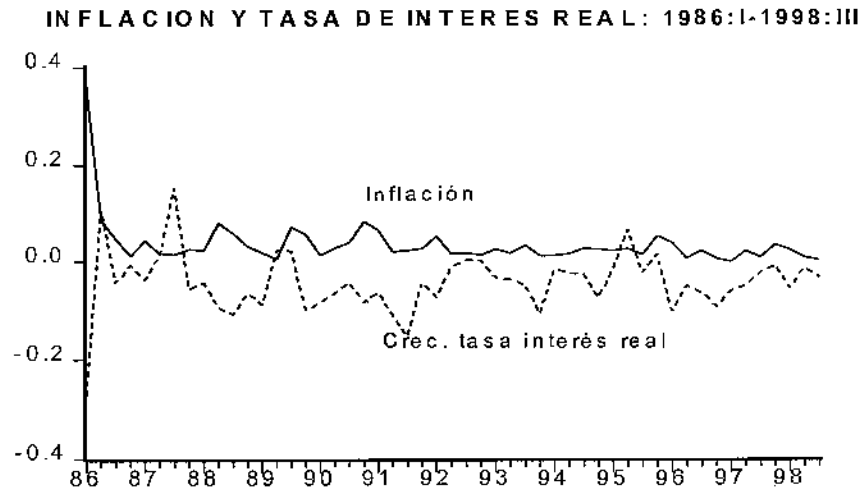


Gráfico No. 5

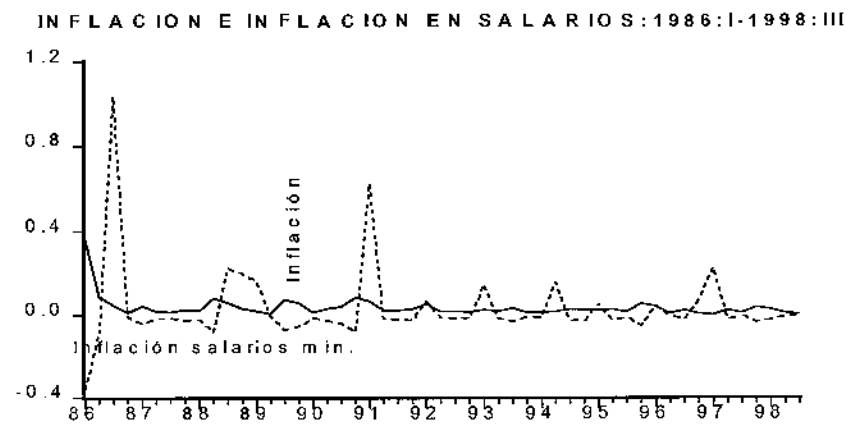
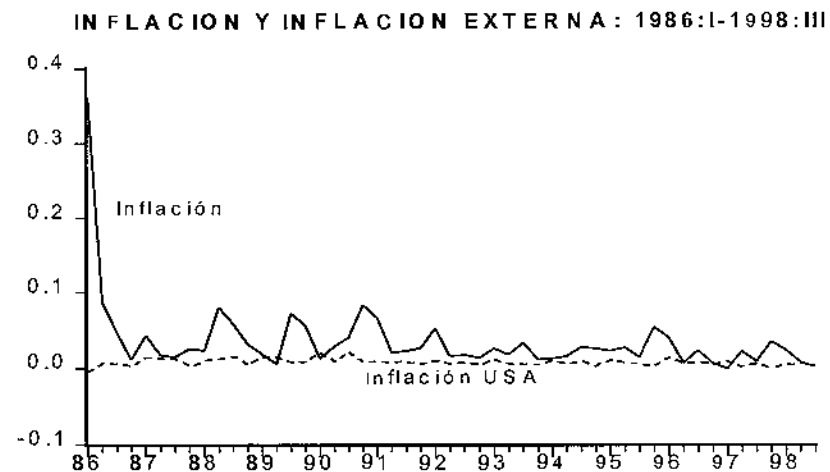


Gráfico No. 6



Cuadro No. 4
ESTADÍSTICAS BÁSICAS: 1985:III-1998:III

	LINF	LBM	LM3	LDEVO	LR	LINFUS	LINFG AS	LINFW M	LINFW P
Media	0.037	0.014	0.050	0.024	-0.043	0.008	0.140	0.033	0.016
Mediana	0.024	0.024	0.039	0.019	-0.044	0.007	-0.017	-0.017	0.017
Máximo	0.362	0.308	0.283	0.117	0.153	0.022	6.607	1.035	0.133
Mínimo	-0.001	-0.455	-0.215	0.000	-0.272	-0.005	-0.087	-0.362	-0.074
Dev. Std.	0.052	0.156	0.074	0.021	0.065	0.005	0.956	0.196	0.041
Asimetría	5.108	-0.539	0.194	2.218	-0.100	0.456	6.645	3.301	0.493
Kurtosis	31.99	3.259	7.125	10.135	6.438	3.883	45.445	16.928	3.682
Jarque-Bera	1889.2	2.5	34.3	141.2	23.7	3.2	3956.5	475.1	2.9

Cuadro No.5
MATRIZ DE CORRELACIONES: 1985:III-1998:III

	INF	BYM	M3	DEV	R	INFUS	PGAS	PWM	LINFWP
INF	1.000	-0.434	-0.419	0.687	-0.483	-0.317	0.910	-0.233	-0.416
BYM	-0.434	1.000	0.540	-0.452	0.369	-0.322	-0.466	-0.044	-0.085
M3	-0.419	0.540	1.000	-0.416	0.309	0.101	-0.546	0.276	0.275
DEV	0.687	-0.452	-0.417	1.000	-0.381	-0.042	0.663	-0.328	-0.256
R	-0.483	0.369	0.309	-0.381	1.000	0.114	-0.522	0.038	0.326
INFUS	-0.317	-0.322	0.101	-0.042	0.114	1.000	-0.379	0.156	0.399
PGAS	0.910	-0.466	-0.546	0.663	-0.522	-0.379	1.000	-0.284	-0.316
PWM	-0.233	-0.044	0.276	-0.328	0.038	0.156	-0.284	1.000	0.080
PWP	-0.416	-0.085	0.275	-0.256	0.326	0.399	-0.316	0.079	1.000

Donde: INF denota la inflación doméstica; BYM, crecimiento de billetes y moneda; M3, crecimiento del agregado monetaria M3; DEV, tasa de devaluación del tipo de cambio oficial de venta; R, crecimiento de la tasa de interés real en moneda extranjera a 180 días; INFUS, inflación de los Estados Unidos; PGAS, crecimiento de los precios de gasolina especial; PWM, crecimiento real del salario mínimo y, INFWP, crecimiento de los salarios promedio del sector privado.

4.2. Análisis de datos: Pruebas de raíz unitaria

El examen de las funciones de autocorrelación (FAC) y autocorrelación parcial (FACP) que se reportan en el Anexo 1 (Cuadro 1), revelan la posible estacionariedad de la inflación debido a que tanto la FAC como la FACP no son estadísticamente significativas; para las variables tipo de cambio, índice del precio de gasolina y salario mínimo¹¹, razonablemente se puede presumir la existencia de raíz unitaria ya que la FAC a lo largo del periodo elegido cae muy lentamente acompañado por una FACP con un coeficiente autorregresivo cercano a uno, situación que es típica cuando una variable contiene raíz unitaria. Sin embargo, este resultado no puede considerarse concluyente debido a que la FAC y FACP tiene la limitación de no poder distinguir entre un proceso no estacionario y otro estacionario pero con un coeficiente autorregresivo cercano a la unidad.

Siguiendo la metodología de Dickey y Fuller *op. cit.*, la aplicación de la prueba de Dickey-Fuller Ampliado (ADF) a las series temporales mencionadas anteriormente permite rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria a un nivel de significancia del 5% en los casos de: inflación (INF), tipo de cambio nominal (DEV), tasa de interés real (R), índice del salario mínimo (WM) y, índice de precio de gasolina especial (ver Cuadro 7), determinándose que los cambios en éstas variables tienen carácter transitorio. En cambio, la serie de billetes y monedas en poder del público (BYM) y M3 contienen raíz unitaria, de manera que innovaciones en éstas variables tienen carácter permanente. Por último, las propiedades estadísticas de la inflación de los EEUU si bien aparentemente contiene raíz unitaria, puede deberse al tamaño reducido de la muestra.

Como se mencionó en la sección anterior, en la implementación de la prueba de ADF juega un papel importante la determinación del número de retrasos así como los componentes determinísticos. El número de rezagos se determinó entre 1 y 4, utilizando el procedimiento que consistió en estimar inicialmente una ecuación con 4 rezagos¹², encontrándose que los últimos

¹¹ No se presentan las Funciones de Autocorrelación y Autocorrelación Parcial de las demás variables consideradas inicialmente debido a que en los modelos clásico y VAR, no resultaron estadísticamente significativas.

¹² Se incluyeron inicialmente 4 retrasos, asumiendo que de esta manera queda capturado la estructura dinámica de la serie. Para que el número de retrasos escogido se considere apropiado, los residuos deben ser ruido blanco.

rezagos no eran estadísticamente significativos según los estadísticos-t y la prueba conjunta F; en cambio el coeficiente del primer, segundo o tercer rezago (dependiendo del caso) sí fue estadísticamente significativo al 1%. Este resultado se complementó con el análisis de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial aplicados a los residuos, encontrándose en todos los casos que los valores de autocorrelación estimados se encuentran en la banda de confianza dada por $\pm Z_{(1-\alpha/2)}/\sqrt{T}$, (siendo $Z_{(1-\alpha/2)}$ el valor crítico obtenido de la distribución Normal y T el número de observaciones, 53 en el presente caso), con lo que se concluye que los residuos son ruido blanco. Más aún, el estadístico de Ljung-Box, que en todos los casos son menores a sus valores críticos corrobora la hipótesis de residuos ruido blanco.

Debido a que los valores críticos de la prueba ADF son sensibles a la inclusión o no de los componentes determinísticos en la ecuación de prueba, los mismos se determinaron siguiendo las sugerencias de Dolado, Jenkinson, y Sosvilla-Rivero (1990). Primero, se comenzó estimando una ecuación que incluye constante y tendencia. En los casos en que se pudo rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, se concluyó que la secuencia del tipo de cambio real no contiene una raíz unitaria¹³ (i.e., es débilmente estacionaria¹⁴).

¹³ Por su parte, en aquellos casos en los que se no se pudo rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, en un segundo paso se determinó el (los) componente(s) determinístico(s) a ser incluido. El procedimiento sugerido en la literatura consiste en probar la significancia estadística del término tendencia bajo la nula de raíz unitaria. Si la tendencia es no significativa se procede con el paso 3. Sin embargo, si la tendencia es significativa, debe volver a llevarse a cabo el test de raíz unitaria utilizando esta vez la distribución Normal Estándar. Si la nula de raíz unitaria es rechazada, se concluye que la serie es estacionaria. El paso 3 consiste en estimar la ecuación sin el término tendencia. Si la nula de raíz unitaria es rechazada, se concluye que la serie no contiene raíz unitaria. Si la nula no es rechazada, se procede a probar la significancia estadística de la constante. Si este término es significativo, se estima la ecuación sin constante ni tendencia y se procede con el paso 4. Si el término constante es no significativo, se prueba la nula de raíz unitaria utilizando la distribución Normal Estándar. Si la nula es rechazada, se concluye que la serie es estacionaria. El paso 4, el último, consiste en estimar la ecuación sin constante ni tendencia. Si se rechaza la nula, se concluye que la serie es estacionaria. De lo contrario, se concluye que la serie contiene una raíz unitaria.

¹⁴ Una serie temporal se dice que es estacionaria en el sentido débil, si tiene media y varianzas constantes (independientes del tiempo) y su autocovarianza depende únicamente de los rezagos pero no del tiempo.

Cuadro No. 6
ORDEN DE AUTORREGRESIVO
EN LAS VARIABLES DEL MODELO DE INFLACION

	Estadístico-t	F	QLB	AR(?)
INF	1.936	1.829	67.814	1
BYM	-1.956	0.046	16.193	3
M3	-3.008	0.857	29.303	1
DEV	2.079	-.-	7.371	4
R	-3.697	0.234	19.388	1
INFUS	-1.523	1.597	17.307	1
PGAS	-3.902	0.351	13.489	1
PWM	2.023	1.476	19.600	2
PWP	-2.369	1.092	26.484	3
<i>Valores críticos:</i>				
1%	2.423	2.06	74.9	
5%	1.684	1.66	66.3	

Nota: Para la definición de las variables ver la nota del Cuadro 4.

F: Estadístico F de Fisher.

QLB: Estadístico Q de Ljung-Box.

La prueba de Dickey-Fuller (en su versión simple y ampliada) asume que el proceso que genera los datos es autorregresivo, donde los residuos son ruido blanco. La prueba de Phillips-Perron (1988) (PP), por su parte, permite que los residuos sean heteroscedásticos, autocorrelacionados o ambos. Si bien no existe evidencia de autocorrelación serial en los residuos en la prueba de ADF, sí existe justificación para sospechar de la existencia de heteroscedasticidad¹⁵ razón por la que se decidió llevar a cabo la prueba de PP¹⁶.

Los resultados se muestran en el Cuadro 7 y evidencian nuevamente que las series de inflación (INF), tipo de cambio nominal (DEV), tasa de interés real (R), índice del salario mínimo (WM) y, índice de precio de gasolina especial son estacionarias, mientras que billetes y monedas en poder del público (BYM) y M3 contienen raíz unitaria. Por último, la prueba de PP para la inflación de los EE.UU. no es concluyente, resultado que —como se mencionó anteriormente— puede deberse al tamaño reducido de la muestra.

¹⁵ El estadístico de Durbin-Watson en todos los casos tiene un valor en torno a 2 y el correlograma muestra que los residuos están incorrelacionados. Sin embargo, en algunos casos, el test de White (1988) evidencia que los residuos en la prueba de ADF son heteroscedásticos ya que el estadístico TR^2 supera con holgura el valor crítico obtenido de la distribución Ji-Cuadrado.

¹⁶ El número de rezagos y los componentes determinísticos se estableció siguiendo el procedimiento descrito para la prueba de Dickey y Fuller.

Cuadro No. 7
PRUEBA DE RAIZ UNITARIA EN LAS VARIABLES DEL MODELO DE INFLACION

	ADF 1/	ADF 2/	PP 1/	PP 2/	t-stat (ADF) tendencia	Valor Crítico (5%)
<i>En niveles:</i>						
INF	-5.960673	-1.808698	-4.297085	-1.725450	5.767394	1.68
BYM	-3.031468	-1.683163	-6.069902	-2.274322	2.545014	1.68
M3	-2.496286	-4.556120	-2.897257	-4.251665	1.262895	1.68
DEV	-38.20509	-10.23712	-11.58455	-8.147643	21.50333	1.68
R	-13.18775	-2.811606	-11.02882	-4.777881	-12.06052	1.68
INFUS	-0.623790	-0.760683	-0.969645	-0.730384	0.563021	1.68
PGAS	-3.488950	-3.962558	-3.061932	-3.723478	0.475310	1.68
PWM	-6.517269	-1.605865	-8.476735	-2.288633	6.173790	1.68
<i>En primeras dif.</i>						
INF	-46.50642		-5.472651			
BYM	-6.900749		-20.40672			
M3	-5.074714		-12.32203			
DEV	-109.4510		-5.468514			
R	-24.56582		-5.648253			
INFUS	-3.845480		-7.397155			
PGAS	-8.319120		-116.7127			
PWM	-7.687299		-8.297591			
PWP	-4.715038		-6.215665			
<i>Valores críticos</i>						
<i>Dickey-Fuller:</i>						
1%	-4.1420	-3.5572	-4.1383	-3.5547		
5%	-3.4969	-2.9167	-3.4952	-2.9157		

Nota: Para la definición de las variables ver la nota del Cuadro 4.

ADF: Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller (1976 y 1981).

PP: Prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron (1988).

1/ Con constante y tendencia.

2/ Con constante y sin tendencia.

Reexaminando los Gráficos 1 a 6 puede conjeturarse la existencia de cambios estructurales en distintos momentos entre 1986 y 1987 según cada caso, razón por la que se consideró pertinente volver a realizar la prueba de raíz unitaria siguiendo la metodología propuesta por Perron (1989). Para ello, en principio se quitó la tendencia de la serie del tipo de cambio real estimando la ecuación: $TCR_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 D_L + e_t$, que corresponde a la hipótesis nula¹⁷ y donde D_L denota una variable ficticia que asume el valor cero en el periodo comprendido entre la primera observación de la muestra y la fecha en que se asume se produjo el quiebre estructural, y el valor

¹⁷ La hipótesis nula corresponde a un salto en el nivel de un proceso con raíz unitaria (ver expresión 4).

uno en el resto de la muestra. A continuación se estimó la ecuación de prueba de Dickey-Fuller ampliado (sin constante ni tendencia) para las variables sin tendencia, incluyendo un rezago¹⁸.

Los resultados se muestran en el Cuadro 8. En contraposición a los resultados encontrados en las pruebas de Dickey-Fuller y Phillips-Perron, excepto en el caso del salario mínimo, no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria lo que, por una parte, significa que las perturbaciones en éstas variables tienen naturaleza permanente y, por otra parte, que la estimación del modelo de inflación debe efectuarse en primera diferencias.

Cuadro No.8
PRUEBA DE RAIZ UNITARIA EN
LAS VARIABLES DEL MODELO DE INFLACION
ASUMIENDO QUIEBRE ESTRUCTURAL

	Valor Calculado	Quiebre estruc. En:
INF	-3.320	1986:IV
BYM	-2.756	1986:III
M3	-2.515	1987:II
DEV	-0.707	1986:II
R	-2.019	1986:III
INFUS 1/	-	-
PGAS	-1.714	1986:IV
PWM	-4.022	1986:IV
<i>Valores críticos</i> <i>($\lambda=0.5$):</i>	-3.760	

Nota: Para la definición de las variables ver la nota del Cuadro 4.

1/ No se efectúa la prueba para esta variables debido a que no se encontró bases para suponer la existencia de quiebre estructural.

La principal implicación de que las series de tiempo de interés sean no estacionarias (i.e., tienen raíz unitaria) es que sus cambios son de carácter permanente. Esto es, no existe un nivel hacia el cual tiende a retornar la variable después de un periodo de ajuste.

Sin embargo, los agentes económicos están acostumbrados a tomar sus decisiones económicas considerando las variaciones en el nivel de precios; esto es, la inflación. Esta última variable como se ha podido verificar con las pruebas de ADF y PP es estacionaria, lo que significa que los cambios en la inflación sí tienden a retornar a su nivel de equilibrio después de una perturbación.

¹⁸ Léase la nota de pie No. 11.

De esta manera, menores tasas de inflación pueden obtenerse mediante una combinación apropiada de políticas monetaria, fiscal y cambiaria.

4.3. Modelos econométricos tradicionales de inflación

La apreciación de algunos analistas como de la Viña y Comboni (1991), es que la inflación y el tipo de cambio (depreciación) se determinan simultáneamente por lo que el análisis relevante debería considerar este aspecto. A fin de verificar esta hipótesis se efectuó los test de causalidad de Granger (Granger, 1969).

A partir de la muestra correspondiente al período 1985:III-1998:III y la información contenida en el Cuadro 9, no se tiene evidencia definitiva de causalidad en ningún sentido. En efecto, dependiendo del número de rezagos que se considere el sentido de la causalidad cambia; con 4 y 16 rezagos no se rechaza la hipótesis nula de que la variable inflación no Granger “causa” a la devaluación, mientras que en el caso de la variable ByM con 4 rezagos se acepta que la inflación no Granger causa a ByM pero con 16 rezagos se rechaza tal hipótesis. Estos resultados aunque no son concluyentes, son consistentes con los resultados encontrados por otros estudios para América Latina. Así, por ejemplo, J. Ramos (1989) para una muestra de 10 países latinoamericanos y con datos para los últimos 25 años encuentra una fuerte relación directa entre inflación y variaciones en la cantidad de dinero, y una relación inversa muy significativa entre la inflación y variaciones en el producto. Empero, en el corto plazo aquella relación de largo plazo tan clara y fuerte no se verifica. En consecuencia, los resultados de “causalidad” encontrados pueden considerarse razonablemente consistentes.

Los anteriores resultados aportan con información valiosa para decidir la estrategia de modelación relevante. En este caso particular, considerando que la literatura econométrica recomienda la inclusión de una cantidad significativa de rezagos al implementar el test de Causalidad de Granger, considerando los resultados obtenidos con 16 retrasos parece más pertinente realizar el análisis de la inflación mediante el uso de un modelo uniecuacional tal como los correspondientes a las relaciones funcionales.

Cuadro No. 9
PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER
ENTRE LAS VARIABLES DEL MODELO DE INFLACION

Hipótesis nula: variable j no Granger "causa" a la variable i

		INF	DEV	PGAS	WM	PUS	BYM	R
INF	4 rezagos		1.041 (0.060)	1.107 (0.367)	0.660 (0.623)	3.311 (0.020)	0.285 (0.886)	1.912 (0.128)
	16 rezagos		2.728 (0.136)	1.423 (0.490)	0.524 (0.819)	0.703 (0.731)	2.730 (0.136)	0.313 (0.965)
DEV	4 rezagos	2.466 (0.398)						
	16 rezagos	1.302 (0.414)						
PGAS	4 rezagos	0.108 (0.979)						
	16 rezagos	2.302 (0.345)						
WM	4 rezagos	2.245 (0.082)						
	16 rezagos	4.589 (0.193)						
PUS	4 rezagos	3.880 (0.010)						
	16 rezagos	0.700 (0.732)						
BYM	4 rezagos	5.473 (0.001)						
	16 rezagos	1.043 (0.528)						
R	4 rezagos	2.806 (0.039)						
	16 rezagos	2.897 (0.122)						

Nota: Entre paréntesis se reporta la probabilidad.

Para fines de estimación econométrica, considerando las variables económicas postuladas por la teoría económica expuesta anteriormente se optó por una especificación simple, que incluye los principales factores que explican la tasa de inflación en la economía boliviana. La forma funcional explícita del modelo es la siguiente:

$$(9) \quad INF_t = \alpha_0 + \alpha_1 DEV_t + \alpha_2 WM_t + \alpha_3 PGAS_t + \alpha_4 PUS_t + \alpha_5 BYM_t + \alpha_6 R_t + \alpha_7 INF_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde, la notación de las variables corresponde a la definida en el Cuadro 4, y ε_t denota el término estocástico que se asume es ruido blanco.

La estimación de (9) por Mínimos Cuadrados Ordinarios se reporta en el Cuadro 1, Anexo 2. Entre los principales resultados destacan la alta bondad de ajuste (R^2 ajustado de 0.89 y estadístico F de 58.7), ausencia de autocorrelación serial de orden uno (h—Durbin de -0.29), y variables DEV, WP, PGAS e INF(t-1) estadísticamente significativos al 1%¹⁹. Sin embargo, las restantes variables (PUS, BYM y R) individualmente no resultaron estadísticamente significativos toda vez que sus estadísticos-t resultaron sustancialmente menores a los valores críticos. Asimismo, tomados en conjunto los coeficientes de PUS, BYM y R resultaron estadísticamente no significativos; el F calculado fue de 0.395 y el valor crítico F(3, 40, 1%)²⁰ de 4.31, por lo que no se puede rechazar la hipótesis conjunta que los tres coeficientes en conjunto no son distintos de cero.

Por lo anterior se decidió excluir las variables PUS, BYM y R, lo que permite concluir en una primera instancia que ni los cambios en la inflación internacional ni cambios en billetes y monedas en poder del público ni modificaciones en la tasa de interés han tenido impactos de consideración sobre la inflación doméstica. El factor de costo relevante resulta siendo las variaciones en la tasa de cambio.

Los resultados de las reestimaciones del modelo se reportan en el Cuadro 10 y gráfico 7, donde nuevamente destaca el buen ajuste del modelo (R^2 ajustado de 0.9 y estadístico F de 107), errores incorrelacionados (h-Durbin de -0.34) y coeficientes estadísticamente significativos al 1%, individualmente. Los signos de los coeficientes corresponden a los esperados teóricamente (excepto en el caso de la variable salarios) y sus magnitudes son los apropiados. Es importante notar que el principal factor de costo es el tipo de cambio; el coeficiente asociado es de 0.49, lo que indica que el “pass-through” desde la devaluación hacia la inflación es aún importante

¹⁹ Los valores críticos obtenidos de la distribución t son: 1.676 (5%) y 2.403(1%).

aunque mucho menor que en el período 1989:02-1991:01 (0.60) [de la Viña y Comboni, 1991] la inflación rezagada es altamente significativa, reflejando la importancia de la inflación inercial. Los rezagos del resto de las variables explicativas no fueron estadísticamente significativas, lo que significa que el ajuste de la tasa de inflación ante variaciones en estas variables es inmediato.

En términos de elasticidades, el nivel de precios es significativamente inelástico ante cambios en el tipo de cambio nominal; un cambio porcentual del tipo de cambio nominal en 1% se traduce en un cambio de 0.48% en la tasa de inflación. Respecto a otras variables, la elasticidad es muy baja ubicándose en torno a 0.036% para el precio de gasolina y -0.18% para los salarios²¹.

²⁰ El valor crítico al 5% fue de 2.84.

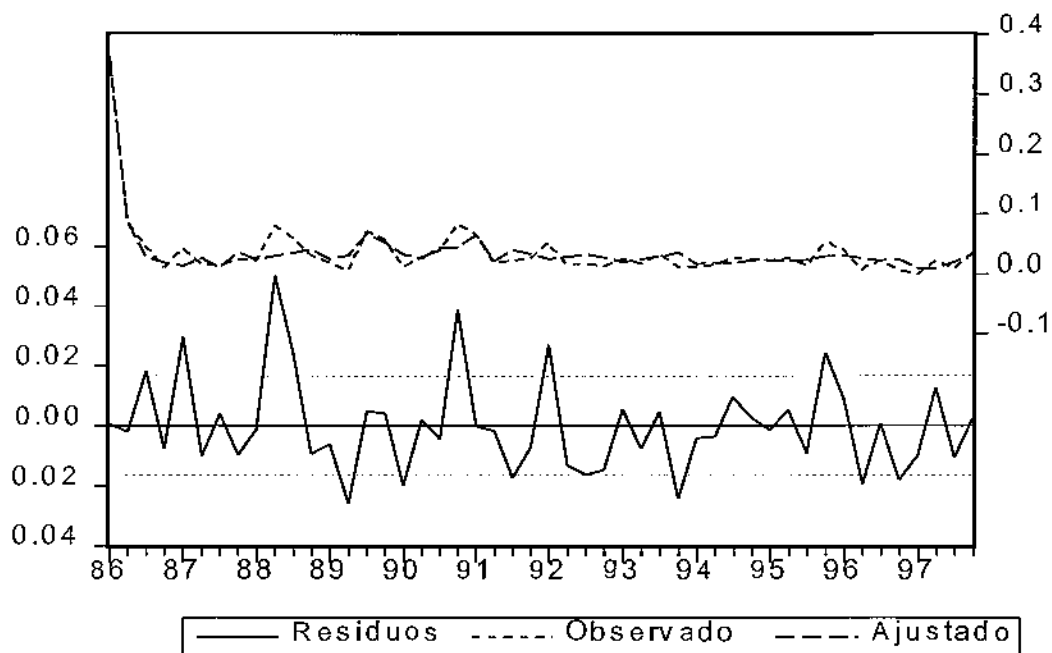
²¹ Los valores de las elasticidades fueron obtenidos a partir de la estimación de un modelo log-linealizado. Si bien este modelo utiliza niveles absolutos para las variables dependiente e independientes, la especificación logarítmica permite interpretar los coeficientes directamente como elasticidades.

Cuadro No. 10
ESTIMACION DEL MODELO DE INFLACION CLASICO
POR MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS: 1986:I-1997:IV
 Variable dependiente: INF

Variable	Coefficiente	Error Std.	Estadístico-t	Prob.
Constante	0.0142	0.0050	2.862	0.0065
DEV	0.4866	0.1570	3.100	0.0034
WM	-0.1819	0.0628	-2.895	0.0059
PGAS	0.0360	0.0037	9.754	0.0000
INF(-1)	0.2304	0.0466	4.939	0.0000
R-cuadrado	0.909	Media de la variable depend.		0.037
R-cuadrado ajust.	0.900	S.D. de la variable depend.		0.052
S.E. de la reg.	0.017	Akaike info criterion		-5.264
Suma de cuadrado de los residuos	0.012	Schwarz criterion		-5.069
Log likelihood	131.334	Estadístico-F		107.014
Durbin-Watson	2.093	Prob(Estadístico-F)		0.000

Gráfico No. 7

VALORES OBSERVADOS Y AJUSTADOS DE INF



4.3.1. El modelo de inflación sujeta a evaluación

El modelo de inflación estimada en la sección anterior, que corresponde a uno de ajuste parcial fue sometida a una batería de test.

4.3.1.1. Los residuos

Los errores del modelo estimado pueden ser precisamente descritos como *innovaciones normales idénticamente distribuidas*. Los resultados de los tests que se presentan en el Cuadro 11 confirman esta afirmación.

Cuadro No. 11
**EVALUACION DE LOS RESIDUOS
DEL MODELO DE INFLACION CLASICO**

Estadístico	Valor calculado	Probabilidad	Valor crítico (5%)
Durbin-Watson	2.093	-	1.90
H de Durbin a/	0.340	-	1.64
LM autocorrelación (1)	0.120	0.728	11.1
LM autocorrelación (2)	0.301	0.860	12.6
Q de Ljung-Box (4)	3.585	0.465	9.49
Q de Ljung-Box (12)	20.450	0.059	21.0
Jarque Bera	11.581	0.003	5.99
ARCH(1)	0.261	0.610	3.84
ARCH(3)	1.226	0.747	7.81
Test de White	9.278	0.319	15.5
Test de Ramsey (1)	0.277	0.602	3.84
Test de Ramsey (2)	0.538	0.764	5.99

a) En valor absoluto.

Notas:

1. Los valores críticos fueron obtenidos de las distribuciones correspondientes, presentadas en Diaz, P. (1986).
2. LM test y Lung-Box Q-stat, prueban la hipótesis nula de innovación de los errores versus la existencia de autocorrelación de diferente orden.
3. Jarque-Bera, prueba la condición de normalidad de los errores.
4. ARCH, prueba la hipótesis nula de ausencia de heteroscedasticidad contra la hipótesis alternativa que la varianza de los errores dependen de los errores al cuadrado rezagados.
5. White, prueba la hipótesis nula de que los errores son homoscedásticos e independientes de los regresores, al mismo tiempo prueba indirectamente que la especificación lineal del modelo sea correcta.

6. Ramsey Reset, prueba la hipótesis nula de que los errores siguen una distribución normal con media cero versus la hipótesis alternativa que siguen una distribución normal, pero con media distinta de cero.

En primer lugar, se prueba si los residuos pueden ser considerados innovación. Para ello, un requisito necesario es la ausencia de correlación residual de primer orden y mayor. El estadístico de Durbin y Watson así como el de h-Durbin, este último necesario debido a la presencia de la endógena rezagada, permite no rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación residual de primer orden con un grado muy alto de confianza. Por ejemplo, el nivel crítico de h-Durbin para rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación residual de primer orden es de 1.64, mientras que el calculado es de 0.34 en valor absoluto.

En el test de h-Durbin, así como en los otros que se discuten en esta sección, es preciso ser cuidadoso con la hipótesis nula que se está sometiendo a prueba. En este caso, por ejemplo, la hipótesis es que los errores *no* están autocorrelacionados. Si se hubiese obtenido un valor de h-Durbin más alto, pero solo marginalmente inferior al valor crítico, el hecho que no pudiera rechazarse la hipótesis nula no dejaría libre de sospecha a los errores debido a que el rechazo habría sido sólo marginal. Es por ello que es preciso tener en cuenta la distancia de los valores encontrados respecto a los valores críticos²².

Continuando con las correlaciones de orden superior, el test LM corresponde al estadístico de Breusch-Godfrey. Este, junto a la Q de Box-Pierce prueban la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación de orden mayor, lo cual en este caso se aplicó para correlaciones residuales de orden 1 y 2. Ninguno de estos tests permite rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación con un alto grado de confianza (compare los valores críticos con los valores observados).

En segundo lugar, el problema de distribución idéntica se testeó a través de la varianza de los residuos bajo distintas hipótesis alternativas. Una primera alternativa corresponde a la posibilidad de un patrón heteroscedástico condicional autorregresivo (ARCH) en los errores. Esto se testeó de acuerdo al test sugerido por Engle (1982), lo cual se rechazó con un amplio margen. Usando la

²² Distinto sería el caso si la hipótesis nula fuera una particular forma de autocorrelación residual. En este caso, el estadístico en cuestión tendría una distribución no central bajo dicha hipótesis alternativa y, en consecuencia,

hipótesis nula más difusa de White —independencia de la varianza de los residuos respecto de los regresores—, también resultó en un rechazo de dichos patrones heteroscedásticos. Cabe mencionar que este test provee un indicador indirecto de adecuada especificación funcional.

En tercer lugar, el test de normalidad de Jarque-Bera no permite aceptar la hipótesis nula de que los errores son normales. El valor crítico para rechazar al 5% es de 5.99 mientras que el observado es de 11.6.

Los tests presentados son básicos para una adecuada interpretación de los resultados del modelo. En primer lugar, el hecho de que los errores sean efectivamente innovaciones implica que la especificación dinámica del modelo es adecuada. En segundo lugar, la ausencia de patrones heteroscedásticos como ARCH sugiere que los “outliers” serán poco frecuentes (Engle, 1982) y la ausencia de los patrones testados por la prueba de White permite tener un grado relativo de confianza respecto de la especificación funcional, al tiempo que ambos tests —en conjunto con innovación de los errores y normalidad— confirman nuevamente la precisión de los test-t, junto con asegurar que el método de estimación por mínimos cuadrados ordinarios empleado aquí es eficiente respecto de alternativas plausibles como los mínimos cuadrados generalizados.

4.3.1.2. Estabilidad estructural

Se realizaron dos tests para probar la estabilidad estructural del modelo. En primer lugar, se computaron los errores provenientes de una estimación recursiva del modelo para examinar el comportamiento de los “outliers”. Estos resultados se presentan en el Gráfico 11 (test de pronósticos a n pasos). A continuación se usaron los errores recursivos en los tests de CUSUM y CUSUM cuadrado (Brown, Durbin y Evans, 1975; McCabe y Harrison, 1980) y el estadístico obtenido, graficado dentro de una banda de valores críticos del 5%, se presentan en los Gráficos 8 y 9.

aunque no se pudiera rechazar esta hipótesis alternativa podría continuar habiendo evidencia sustancial a favor de la hipótesis de ausencia de correlación.

Tomando el primer año de la muestra como base para la recursión, los Gráficos 8 y 9 muestran que no existe ningún error recursivo en el resto de la muestra que tenga una probabilidad de ocurrencia menor al 5%. Solo dos errores aparecen con probabilidades de ocurrencia inferiores al 5%, que resulta ser absolutamente razonable en una muestra de 53 observaciones. Los resultados de este primer test, en consecuencia, son favorables al modelo. Los resultados del test CUSUM cuadrado también resultan ser favorables al modelo, ya que en ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula de estabilidad estructural al 5% y más.

Los tests anteriores no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural en el modelo de inflación para el periodo considerado y en consecuencia permiten proceder, con bastante confianza, bajo la hipótesis mantenida de que el modelo es estable. Los tests anteriores, sin embargo, deben complementarse con tests de estabilidad para cada uno de los parámetros estimados. Un CUSUM cuadrado relativamente estable podría —en muestras pequeñas como ésta— coexistir con algún parámetro inestable en la ecuación estimada.

4.3.1.3. Constancia de parámetros y exogeneidad débil

De modo similar a como se calcula el test de CUSUM cuadrado, los tests de constancia de parámetros proceden estimando el modelo en forma recursiva y para cada observación calculan el parámetro estimado junto con un intervalo de confianza de dos desviaciones estándar, condicional en la información disponible en cada punto de la estimación recursiva. La relativa constancia de parámetros se puede apreciar por simple inspección de la evolución del parámetro estimado junto con la banda de dos desviaciones estándar. El Gráfico 12 resume los resultados de la aplicación de este procedimiento para todos los parámetros de interés del modelo.

Al observar los gráficos es importante tener en cuenta tres criterios básicos: i) Que el estimador final del parámetro caiga dentro de todas las bandas anteriormente estimadas, ii) que la desviación estándar asociada al parámetro estimado caiga a lo largo del tiempo y, iii) que los cambios que se observan al interior de la recursión no exhiban tendencia determinística predecible.

Así, los coeficientes asociados a DEV, WP y PGAS (Gráfico 12) satisfacen estos tres criterios de manera holgada.

Estos tres criterios son importantes por cuanto la satisfacción de ellos permite no rechazar la hipótesis de exogeneidad débil de las variables en el lado derecho de la ecuación para los distintos parámetros de interés (Engle et al., 1983). Exogeneidad débil, a su vez, es el requisito básico para hacer inferencias con respecto a la variable dependiente condicional en las variables del lado derecho de la ecuación.

En nuestro caso, todos los coeficientes considerados cumplen —por simple inspección— con los tres criterios señalados. En consecuencia, la evidencia presentada permite mantener la hipótesis de trabajo de exogeneidad débil de los regresores de la ecuación para los distintos parámetros de interés.

En síntesis, los resultados señalan que los factores “causales” de la inflación durante el período analizado descansan en los factores de costo. Esto es, durante el periodo analizado las “presiones” inflacionarias básicas aparentemente se dieron mediante las devaluaciones en el tipo de cambio. Sin embargo, no es posible atribuir a las devaluaciones como causales de la inflación observada ya que éstas — durante el periodo de estudio— han evolucionado a un ritmo menor que la inflación, y más bien coadyuvaron al control de la inflación vía caídas en el tipo de cambio real.

Asimismo, las pruebas de raíz unitaria resumidas en el Cuadro 7 aportan elementos para concluir que cualquier shock tiene un efecto transitorio. Esto es plenamente coincidente con la realidad institucional vigente en el país. Por un lado, a partir de agosto de 1985 (D.S. 21060) se liberaliza el mercado laboral con lo que los salarios en el sector privado quedan “determinados” por la interacción de las fuerzas del mercado y en el sector público los salarios se ajustan en base a la inflación esperada y la observada en el período inmediatamente anterior; por otro lado, el sistema de precios (de bienes, servicios y de cualquier activo) tienen como ancla al tipo de cambio nominal la que es administrada por el BCB y a partir de 1994 este precio se fija en base a una

canasta de monedas correspondientes a los principales socios comerciales, esto con el objetivo de dar a esta variable una mayor flexibilidad.

En cuanto a la credibilidad del tipo de cambio como “ancla” del sistema de precios, lo cual se refleja en el coeficiente de “pass-through” de la ecuación estimada, ha sido posible consolidarla en base a una política fiscal restrictiva y el fortalecimiento de la base administrativa e institucional de las recaudaciones fiscales.

Gráfico No. 8

TEST CUSUM A LOS RESIDUOS

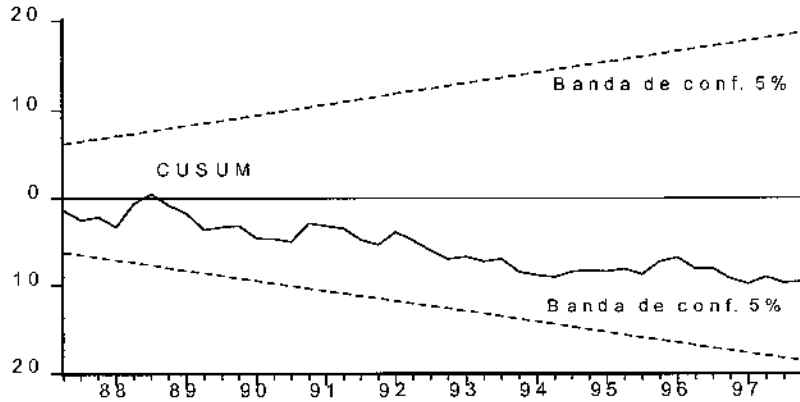


Gráfico No. 9

TEST CUSUM CUADRADO A LOS RESIDUOS

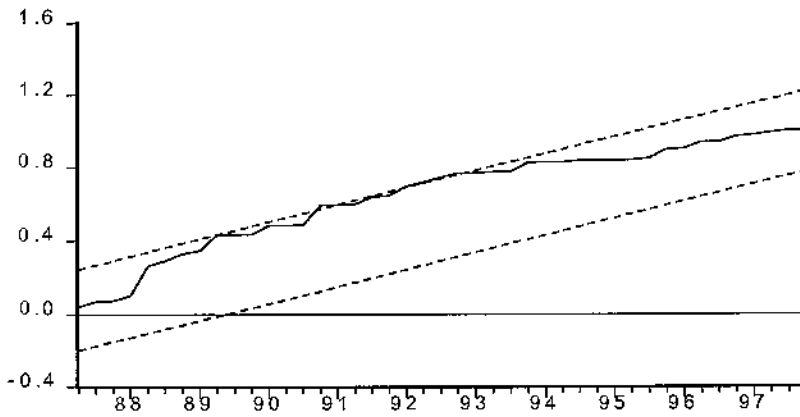


Gráfico No. 10

TEST DE PRONOSTICO A UN PASO

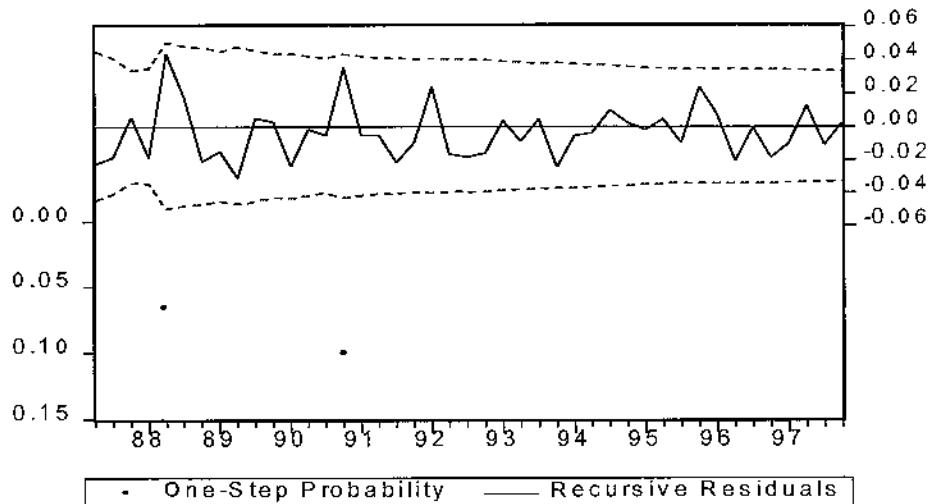


Gráfico No. 11
TEST DE PRONOSTICO A N PASOS

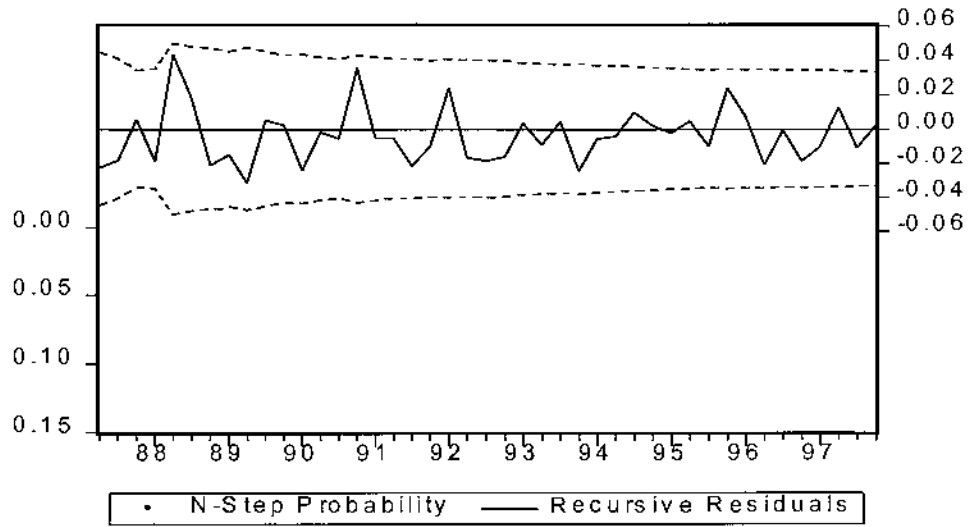
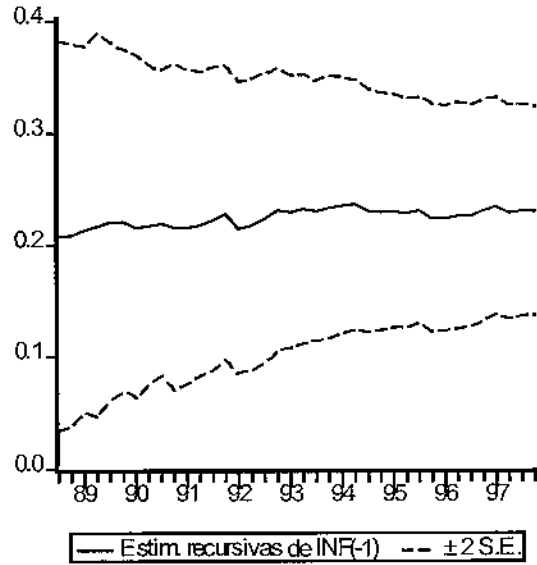
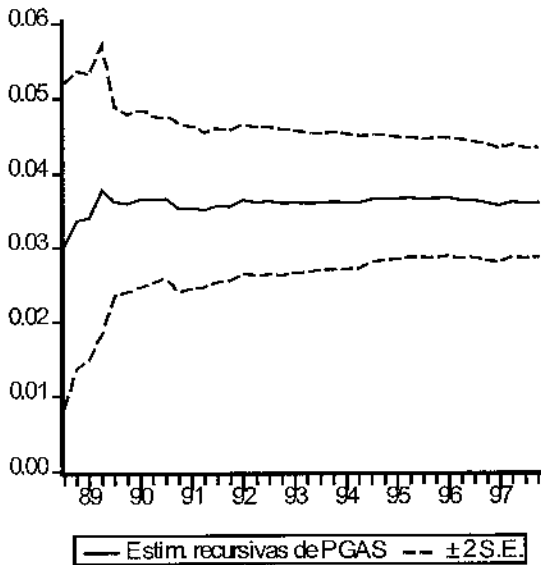
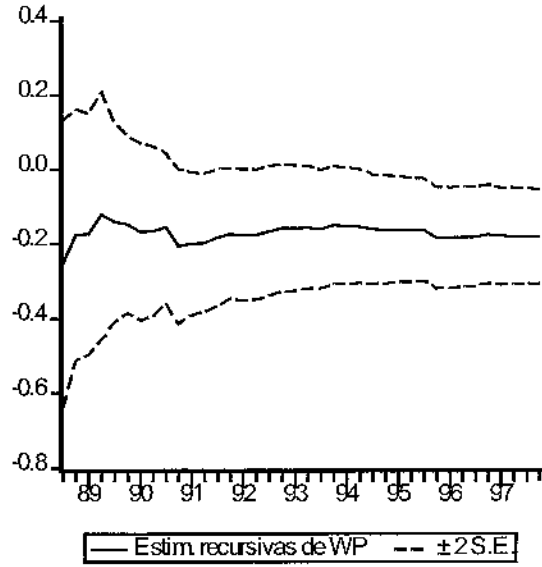
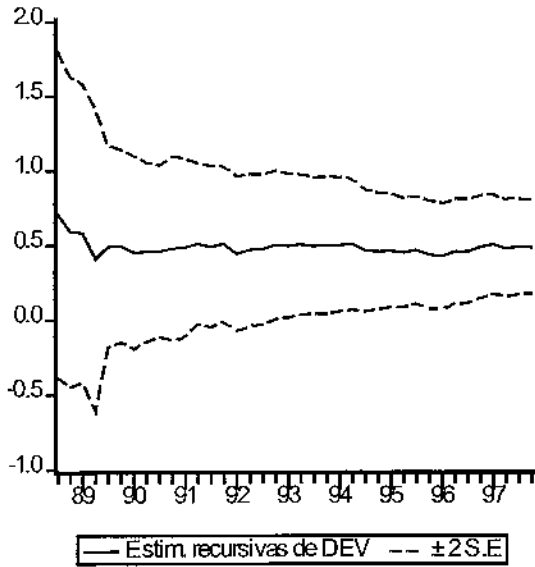


Gráfico No. 12

TEST DE ESTIMACIONES RECURSIVAS
DE LOS COEFICIENTES



4.4. Un modelo de Vectores Autorregresivos para analizar la inflación en Bolivia

4.4.1. Análisis de la ecuación para inflación

El modelo de inflación estimada en la sección anterior si bien da cuenta de las principales relaciones entre la inflación y sus determinantes, en esta sección se pretende indagar un poco más acerca de las regularidades (e irregularidades) estadísticas de la inflación, sobre la base de técnicas de series de tiempo, con el propósito de presentar una primera y preliminar visión sobre las perspectivas de este fenómeno en Bolivia. Por esta razón no se provee una interpretación teórica de algunos de los resultados y sólo se sugieren pistas respecto de los dilemas de política que enfrentan las autoridades para combatir la inflación.

La indagación estadística se hace sobre la base de la historia de la inflación en los últimos trece años, y de la relación entre esa historia y el comportamiento de otras series que la teoría económica nos indica que están relacionadas con el fenómeno inflacionario. Este conjunto básico de variables relacionadas, igual que en la sección anterior, está constituido por el tipo de cambio nominal (DEV), el índice de salario mínimo (WM), el índice de precios de gasolina especial (PGAS), billetes y monedas en poder del público (BYM), inflación externa (PUS), y la tasa de interés real (R). El primer paso del ejercicio consiste en verificar la presencia de raíz unitaria en cada una de las series para determinar su grado de estacionariedad. Luego se evalúa la posibilidad de cointegración entre las series descritas. Si la evidencia a favor de la hipótesis de cointegración no es lo suficientemente fuerte, se descarta una relación de largo plazo entre las variables en niveles, así como la utilización de un modelo de corrección de errores para la estimación de relaciones de corto plazo. Asimismo, se posibilita la estimación directa de un modelo VAR (con las series al menos en primeras diferencias). Con el modelo centrado en la inflación, como paso siguiente se puede realizar, a partir del modelo VAR estimado, el cálculo de los efectos simulados de shocks a todas las variables del sistema a través de las funciones de respuesta a impulsos. Para confirmar o descartar la posibilidad de cambios estructurales en el modelo estimado, el ejercicio de esta nota también contempla la aplicación de tests pertinentes (Cusum y Cusum cuadrado).

4.4.2. Estacionariedad y cointegración de las series

Una primera pregunta que se plantea cuando se trabaja con modelos de series de tiempo es si la estimación debe realizarse con las variables en niveles (como corrientemente se deduce de modelos teóricos estáticos) o si deben considerarse grados de integración de las series (primeras, segundas o terceras diferencias). La respuesta estadística es que se debe trabajar con un orden de integración tal que la serie sea estacionaria, es decir, que no contenga una raíz unitaria. El procedimiento habitual consiste en aplicar pruebas de raíz unitaria a todas las series para verificar su estacionariedad. El test más común es el de Dickey-Fuller aumentado (ADF). En los Cuadros 7 y 8 se resumen los resultados de la aplicación del test de Dickey-Fuller, de Phillips-Perron (PP) y la prueba de raíz unitaria en presencia de quiebre estructural, pero comparado con los valores críticos de MacKinnon, siendo la hipótesis nula que la serie tiene raíz unitaria.

Los resultados de la aplicación de estos tests permitieron concluir que las series de inflación (INF), tipo de cambio nominal (DEV), tasa de interés real (R), índice del salario mínimo (WM), M3 y, índice de precio de gasolina especial son estacionarias, mientras que billetes y monedas en poder del público (BYM) contiene raíz unitaria. La prueba de PP para la inflación externa (PUS) no es concluyente. Sin embargo, los resultados de la prueba de raíz unitaria en presencia de quiebre estructural, en contraposición a los resultados encontrados en las pruebas de ADF y PP, excepto en el caso del salario mínimo, indican que no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria lo que, por una parte, significa que las perturbaciones en éstas variables tienen naturaleza permanente y, por otra, que la estimación del modelo VAR debe efectuarse en primeras diferencias.

Si bien la raíz unitaria se remueve diferenciando la serie, es necesario también dilucidar cuál es la correcta especificación dinámica del modelo en su conjunto. Para ello se hace necesario verificar si, a pesar de la falta de estacionariedad de las series en niveles tomadas en forma individual, existe algún grado de asociación lineal entre ellas que no contenga una raíz unitaria y, por tanto,

que permita pensar en una relación de largo plazo entre las variables que esas series representan. Esto es lo que está detrás del concepto de cointegración de las series.

Es de notar que, de verificarse cointegración entre las series, el mecanismo para establecer las relaciones empíricas de corto plazo entre esas series es el de la aplicación de un término de corrección de errores. En otras palabras, la ecuación a estimar contempla las variables en primeras diferencias (porque individualmente tienen raíz unitaria en niveles), pero se inserta la diferencia entre las variables dependiente e independientes, rezagadas un periodo, medidas en niveles. Esta inserción es justamente el término de corrección de errores.

En cambio, de no verificarse cointegración entre las series la especificación dinámica del modelo es más simple y puede aproximarse directamente con ecuaciones autorregresivas (modelos VAR) para las variables en primeras diferencias.

El Cuadro 12 muestra los resultados de la aplicación del test de cointegración de Granger-Engle a los residuos de las relaciones lineales del conjunto de variables del modelo, de donde se desprende que no se puede rechazar la hipótesis nula de que no existe cointegración en prácticamente todos los casos²³. En definitiva, esto permite continuar el trabajo considerando una especificación dinámica del tipo VAR simple.

²³ La aplicación de este test al conjunto de las variables consideradas —con la inflación como variable dependiente— dio como resultado un estadístico-t de -3.065, menor a los valores críticos -4.154(1%) y -3.502(5%).

Cuadro No. 12
PRUEBA DE COINTEGRACION DE ENGLE-GRANGER

	INF4	DEV	PGAS	WM	PUS	BYM	R
INF4		-1.314	-1.599	-4.491	-1.730	-3.395	-2.216
DEV	-1.249		-2.364	-4.119	-1.034	-2.080	-2.171
PGAS	-1.609	-1.842		-1.874	-1.714	-1.646	-1.727
WM	-4.484	-4.291	-3.354		-4.833	-2.725	-6.231
PUS	-1.704	-1.060	-2.004	-4.842		-2.768	-2.769
BYM	-3.370	-2.416	-2.712	-2.733	-2.903		-2.936
R	-2.208	-2.236	-2.142	-6.313	-2.771	-2.812	

Valores críticos:

1%	-4.154
5%	-3.502

4.4.3. Estimación del VAR, causalidad y respuestas a impulsos

Dado que los agentes económicos en Bolivia están acostumbrados a mirar la inflación en variaciones anuales, parece conveniente especificar el modelo VAR con las series diferenciadas en 4 trimestres. Estas variables son estacionarias, así por ejemplo, la variable inflación diferenciada en 4 trimestres tiene un estadístico-t de -9.27 versus los valores críticos de -4.16 (1%) y -3.51(5%). Asimismo, en el periodo de interés la inflación trimestral medida como tasa anual de variación en los precios muestra un comportamiento bastante estable al igual que la inflación trimestral, con una media de 11.5% y una desviación estándar de 4.6%, además que está distribuido Normal ya que su estadístico de Jarque-Bera es de 2.62.

El primer paso en la estimación del VAR es la decisión del número óptimo de rezagos. Para este propósito se aplicaron tres criterios alternativos: i) el test de la razón de máxima verosimilitud (test LM); ii) el Criterio de Akaike (AIC) y, iii) el criterio de información bayesiana de Schwartz (SBC). El Cuadro 13 presenta los resultados destacando el hecho de que, de acuerdo al criterio de Akaike los rezagos óptimos son dos periodos, en tanto que SBC indica un periodo como rezago óptimo y el test LM rechaza la hipótesis nula que un rezago o más son apropiados. En lo que sigue se trabaja con un modelo que contempla dos rezagos.

Cuadro No. 13
REZAGOS OPTIMOS DEL VAR: (1985:III – 1998:III)

No. De retrasos	LM 1/	$\chi^2_{(r), 5\%}$	AIC	SBC
8	574.1	-	580.7	586.3
4	443.0	83.7	446.1	448.9
3	419.1	26.3	421.5	423.5
2	410.2	26.3	411.7	413.2
1	410.9	26.3	411.8	412.6

Donde r denota el número de restricciones impuestas en cada etapa, y n el número de variables endógenas incluidas en el VAR, que en el presente caso son 4.

1/ La hipótesis nula es: j retrasos en el VAR es apropiado (j=8,4,3,2,1).

La estimación del VAR arroja los resultados que se ilustran en el Cuadro 14, con datos trimestrales que abarca el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1986 y el tercer trimestre de 1998. La bondad de ajuste en el caso de la ecuación para la inflación es bastante significativo, con un R^2 ajustado de 0.89 (ver Cuadro 14).

No obstante, de las pistas que pueden dar las cifras del Cuadro 14, poco es lo que se puede decir sin una presentación de los resultados que tenga más sentido desde un punto de vista dinámico. En efecto, los coeficientes estimados de los VAR son difíciles de interpretar, pues el VAR constituye una forma reducida cuyos coeficientes son funciones complejas de las formas estructurales que propiamente describen el comportamiento de cada variable. Por ello, resulta conveniente presentar los resultados del modelo en términos de las funciones de respuesta a impulso, las que permiten una mejor descripción de las reacciones dinámicas del sistema frente a shocks en las distintas variables. Sin embargo, este ejercicio es sensible al ordenamiento de las series en el modelo, es decir, al orden de precedencia en que se ubiquen las series según criterios de causalidad de Granger.

Dichos criterios establecen que el ordenamiento de las series en el modelo debiera ser desde la más exógena, —o la menos endógena— en primer lugar, a la menos exógena —o más endógena— en último lugar. Usando los mismos tests F que arroja la estimación del VAR para la significancia conjunta de los rezagos de una serie Y_t en explicar el comportamiento de X_t en la

ecuación de ésta última, es posible apreciar justamente si se rechaza o no la hipótesis nula de que X_t no es Granger causada por Y_t .²⁴

El Cuadro 15 muestra los valores de los tests F y sus respectivos grados de significancia. Como es posible apreciar, la cadena de causalidad implícita en los resultados es la siguiente:

$$\text{DEV} \rightarrow \text{WM} \rightarrow \text{INF} \rightarrow \text{PGAS}$$

Lo más destacable de los resultados es que la inflación es una variable relativamente endógena del modelo, lo cual es consistente con la teoría económica elemental.

La reacción de las distintas variables frente a shocks en sí mismas y en las restantes, tal como se ilustran en las funciones de respuesta a impulsos del Gráfico 13, tienden a confirmar lo anterior²⁵.

²⁴ Nótese que se hace una asimilación entre causalidad grangeriana y exogeneidad de una serie. Esto se explica en los dos conocidos teoremas de Sims(1972). En la literatura más reciente algunos autores han cuestionado la validez de estos teoremas, calificando el concepto de causalidad grangeriana como equivalente a una exogeneidad “débil”, en contraposición a un concepto de exogeneidad “fuerte” que responde a criterios más exigentes.

²⁵ Las funciones de respuesta a impulsos (FRI) son sensibles al ordenamiento de las variables, por lo cual, si hay causalidad grangeriana recíproca entre dos series, pudiera ser que la FRI estuviera sesgada hacia la variable que precede a la otra en el ordenamiento. Sin embargo, la evidencia de los tests F a favor de la endogeneidad grangeriana de la inflación es bastante robusta. Asimismo, cuando la FRI se invierte el orden de las series, el cambio en los efectos de los shocks cuando se trata de la inflación es pequeño.

Cuadro No. 14
ESTIMACION DEL VAR IRRESTRICTO 1/
(Errores estándar y estadístico-t entre paréntesis)

	INF4	DEV	PGAS	WM
INF4(-1)	0.387397 (0.14169) (2.73406)	-0.026338 (0.05132) (-0.51326)	0.158756 (0.30690) (0.51729)	0.976198 (0.44877) (2.17528)
INF4(-2)	0.044469 (0.05079) (0.87561)	0.024345 (0.01839) (1.32362)	-0.034201 (0.11000) (-0.31092)	-0.329698 (0.16085) (-2.04973)
DEV(-1)	0.574630 (0.40910) (1.40461)	0.343374 (0.14816) (2.31761)	0.836527 (0.88609) (0.94407)	-0.639147 (1.29570) (-0.49328)
DEV(-2)	0.680690 (0.38712) (1.75835)	0.254918 (0.14020) (1.81828)	0.329836 (0.83847) (0.39338)	0.955278 (1.22608) (0.77913)
PGAS(-1)	-0.040071 (0.08172) (-0.49032)	0.018781 (0.02960) (0.63455)	-0.288608 (0.17701) (-1.63048)	-0.662322 (0.25883) (-2.55886)
PGAS(-2)	-0.059399 (0.02959) (-2.00737)	-0.006405 (0.01072) (-0.59772)	-0.053017 (0.06409) (-0.82722)	-0.033625 (0.09372) (-0.35879)
WM(-1)	0.078073 (0.05055) (1.54437)	-0.037425 (0.01831) (-2.04418)	-0.044288 (0.10950) (-0.40448)	0.008860 (0.16011) (0.05533)
WM(-2)	-0.028690 (0.04048) (-0.70872)	0.035877 (0.01466) (2.44716)	-0.066020 (0.08768) (-0.75296)	-0.251209 (0.12821) (-1.95931)
C	0.033446 (0.01443) (2.31721)	0.008633 (0.00523) (1.65151)	-0.030716 (0.03126) (-0.98251)	-0.048017 (0.04571) (-1.05037)
R-cuadrado	0.910	0.462	0.151	0.710
R-cuad. adj.	0.890	0.346	-0.032	0.647
Sum. Resids cuad.	0.047	0.006	0.222	0.475
S.E. ecuación	0.036	0.013	0.077	0.113
Max. Verosimilitud	92.92	139.645	57.37	39.89
Akaike AIC	93.31	140.036	57.764	40.280
Schwarz SC	93.67	140.394	58.122	40.642
Media var. Depend	0.138	0.022	0.005	0.044
S.D. var. Depend.	0.108	0.016	0.076	0.191

1/La estimación fue realizada utilizando el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, y donde las variables se incluyen como la primera diferencia del logaritmo de la variable. El VAR irrestricto en niveles se reporta en el Anexo 2.

Cuadro No. 15
PRUEBA F DE CAUSALIDAD DE GRANGER
 Hipótesis nula: j no Granger "causa" a i 1/

	INF4	DEV	PGAS	WM
INF4		0.099 (0.905)	3.695 (0.034)	12.477 (0.000)
DEV	2.610 (0.086)		2.137 (0.131)	3.760 (0.032)
PGAS	105.093 (0.000)	1.547 (0.225)		11.656 (0.000)
WM	0.059 (0.942)	6.597 (0.003)	0.282 (0.756)	

Valores críticos F(2, 40):

1%	5.18
5%	3.23

1/ i denota la variable en la fila i-ésima y j la variable en la columna j-ésima.
 Nota: Entre paréntesis se reporta la probabilidad.

4.4.4. Descomposición de varianza y funciones de impulso-respuesta

Como se mencionó anteriormente, los coeficientes estimados del modelo son difíciles de interpretar directamente, pues el VAR constituye una forma reducida, cuyos coeficientes son funciones complejas de las formas estructurales que propiamente describen el comportamiento de cada variable. Por ello resulta conveniente presentar los resultados del modelo en términos de la descomposición de varianzas (DV) y de las funciones de respuesta a impulsos (FRI). La DV muestra qué proporción de las desviaciones de las variables respecto de los niveles hacia los cuales tenderían en ausencia de perturbaciones es explicada por sus propias perturbaciones, y qué proporción es explicada por perturbaciones en otras variables. Las FRI muestran, para diferentes horizontes de tiempo, el efecto de un shock no anticipado en una variable sobre el resto de las variables del VAR. En la medida en que las perturbaciones contemporáneas de cada ecuación están correlacionadas, el cálculo de las FRI requiere de la formulación de juicios anticipados respecto al orden de "causalidad" o exogeneidad de las diversas perturbaciones. En general, para resolver esta cuestión en los estudios que emplean VAR, las variables se ordenan de acuerdo a algún juicio teórico razonable respecto a la "causalidad", de manera que a las perturbaciones de las variables más altas en el ordenamiento se les atribuyen las correlaciones entre sí mismas y las perturbaciones de variables inferiores.

Para seleccionar el ordenamiento de las perturbaciones de las ecuaciones incluidas en el modelo se empleó el test F, cuyos resultados se reportan en el Cuadro 15. El ordenamiento resultante de la aplicación de dicho test fue (de mayor a menor exogeneidad): DEV→WM→INF→PGAS.

En el Cuadro 16 se aprecia la DV, de acuerdo con el ordenamiento detectado. En este cuadro se advierten los siguientes resultados:

- i) Durante casi todo el periodo la desviación estándar del pronóstico de la tasa de inflación es estable, excepto durante el primer año en que se observa un moderado crecimiento lo cual es reflejo simplemente del desequilibrio que se originó en la inflación entre finales de 1985 y principios de 1986 (periodo de estabilización).
- ii) Durante los tres primeros trimestres la propia inflación explica la mayor parte de la varianza de la inflación, seguido en importancia por la devaluación y los salarios nominales. A partir del cuarto trimestre de pronóstico, la importancia de la devaluación en la explicación de la varianza de la inflación aumenta significativamente alcanzando en el décimo trimestre un 21.9%; la varianza explicada por la misma inflación si bien se mantiene alto a lo largo de todo el horizonte de pronóstico, exhibe una tendencia descendente, lo cual podría asociarse con un efecto inercial que tiende a mantener un crecimiento continuo de los precios²⁶.
- iii) La escasa participación del precio de gasolina y el salario mínimo en los primeros tres trimestres se incrementa ligeramente para plazos superiores a dos trimestres, manteniéndose constante en el resto del horizonte de pronóstico.
- iv) Haciendo un cambio en el ordenamiento de las variables, tratando a la inflación como la variable más exógena (ver Cuadro 2, Anexo 3), los resultados de la DV apenas difieren

²⁶ Este resultado es consistente con los resultados encontrados en el modelo clásico de inflación, donde el coeficiente de la inflación rezagada fue de 0.23.

de los comentados en los incisos anteriores, lo que estaría reflejando la estabilidad del VAR.

Cuadro No. 16
DESCOMPOSICION DE VARIANZA DE LA INFLACION
(Ordenamiento de las variables: WM, INF, PGAS, DEV)

Periodo	S.E.	INF	DEV	PGAS	WM
1	0.032	99.999	0.000	0.001	0.000
2	0.036	94.111	3.106	0.010	2.772
3	0.040	83.593	10.71	2.372	3.318
4	0.041	77.735	15.670	2.543	4.051
5	0.042	74.611	18.825	2.649	3.914
6	0.043	73.304	20.222	2.628	3.845
7	0.043	72.529	21.047	2.620	3.804
8	0.043	72.095	21.504	2.611	3.789
9	0.043	71.839	21.769	2.611	3.780
10	0.043	71.700	21.915	2.611	3.774

Para apreciar la magnitud de la respuesta de la variable inflación a shocks inesperados en las variables del sistema, la Figura 13 presenta las gráficas de las FRI. En estas gráficas, cuya escala en el eje vertical está en unidades de desviación estándar de la inflación (INF), se observa que:

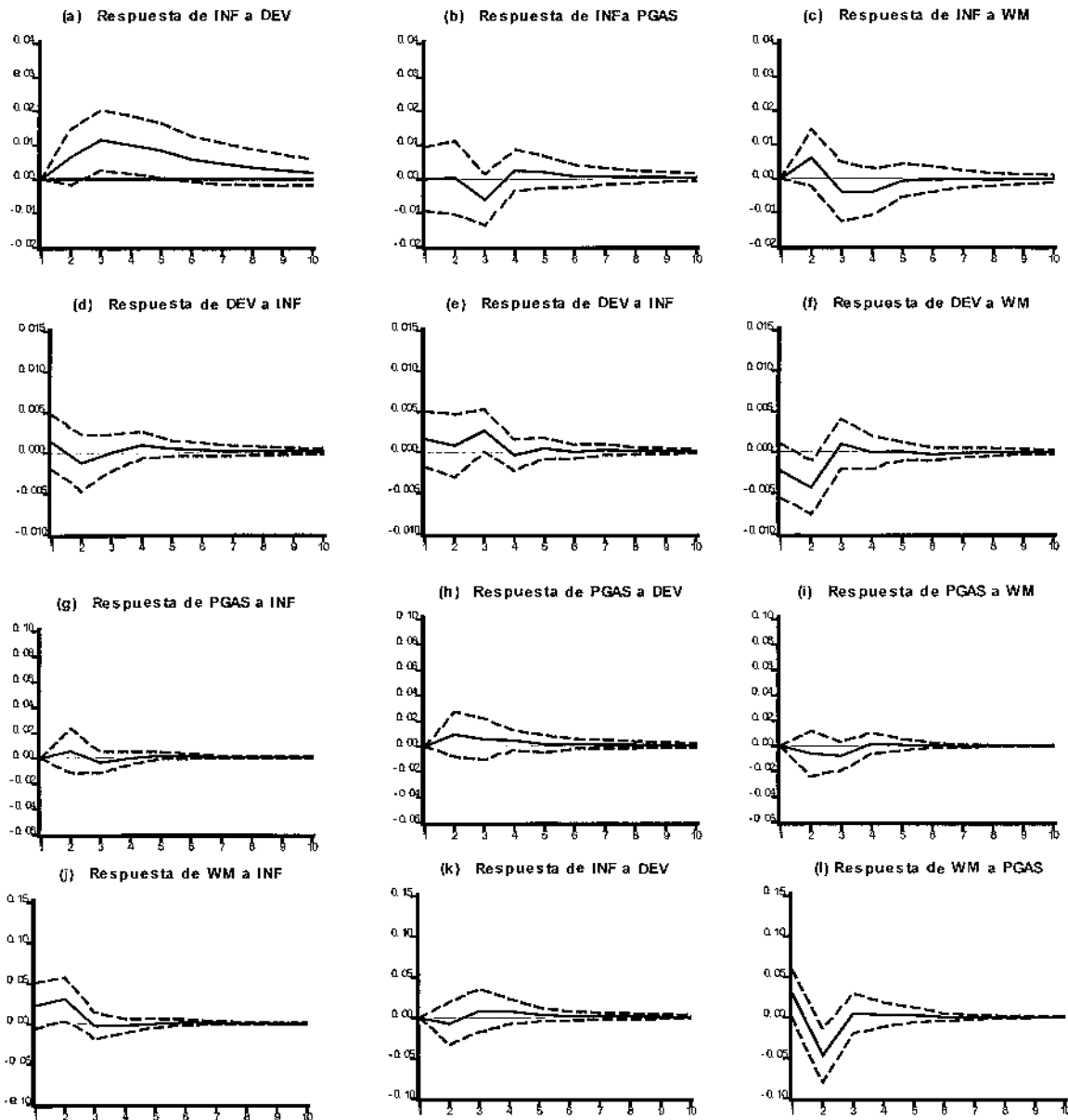
- v) Un shock inesperado en el tipo de cambio nominal tiene un efecto positivo prolongado sobre la inflación doméstica, ejerciendo su mayor influencia de incremento en la tasa de inflación interna en los primeros tres trimestres.
- vi) El efecto de una innovación en el precio de gasolina especial durante el periodo de análisis comienza con un efecto nulo durante el primer trimestre; a partir del segundo trimestre afecta negativamente, dándose el mayor impacto en el tercer trimestre. En los siguientes trimestres se aprecia un lento aumento desapareciendo los efectos del shock en alrededor de 5 trimestres (15 meses).
- vii) Un shock inesperado en el salario mínimo tiene un efecto inflacionario que desaparece en alrededor de 5 trimestres (15 meses). Es de notar que el mayor efecto se da durante el primer trimestre después de haber ocurrido el shock inesperado.

viii) La inercia inflacionaria es más notoria durante los primeros tres trimestres, desapareciendo totalmente sus efectos en aproximadamente 6 trimestres (18 meses).

Cabe notar que con un cambio de ordenamiento de las variables, como el comentado en la última parte de DV, no cambia prácticamente en nada los efectos inflacionarios de shocks inesperados en las distintas variables de interés (ver Gráfico 1, Anexo 3)

Gráfico No. 13
FUNCIONES DE RESPUESTA A IMPULSOS
 (Ordenamiento de las variables: WM, PGAS, INF, DEV)

Respuesta a una desviación estándar
 Innovaciones ± 2 S.E.



4.4.5. ¿Hay cambio estructural?

En las gráficas 1 a 6 se puede apreciar que durante los primeros trimestres siguientes a la implementación del plan de estabilización en agosto de 1985 (D.S. 21060), existen rebrotes inflacionarios antes de alcanzar la estabilidad de precios que eventualmente podrían hacer pensar en un quiebre estructural en la muestra.

De ser cierto que hubo un cambio estructural, la validez de cualquier proyección de inflación que se haga a partir del VAR estimado se vería seriamente cuestionada. Por esta razón, se llevaron a cabo dos tests para verificar la presencia/ausencia de cambio estructural. Estos, como se mencionó en la Sección 5.3.2, están basados en residuos recursivos (CUSUM y CUSUM cuadrado). Estos, en un modelo de regresión tradicional, verifican que los coeficientes estimados y las varianzas estimadas de la regresión sean estables a través del tiempo, lo cual se va chequeando periodo a periodo con cada nueva observación que se agrega. Naturalmente, en toda regresión cada nueva observación implica un cambio en los estimadores. Lo que hacen los tests mencionados es definir un criterio estadístico para señalar cuándo esos cambios son significativos y cuándo no lo son. Esto se realiza mediante la definición de una banda de significancia en torno al valor de un indicador de distancia.

Los gráficos 14 y 15 presentan los valores que alcanzan estos tests respecto de las relaciones estimadas en el VAR para el caso de la inflación. Como se puede apreciar, estos tests no permiten concluir que haya habido un cambio estructural en la muestra, por lo que el modelo VAR estimado puede utilizarse para realizar proyecciones de la inflación.

Gráfico No. 14

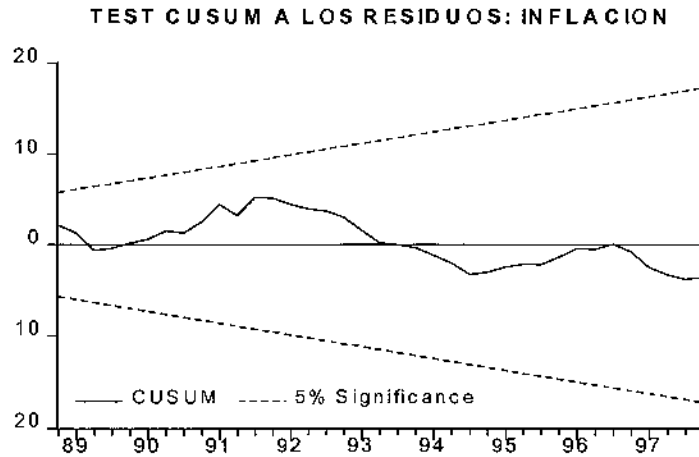
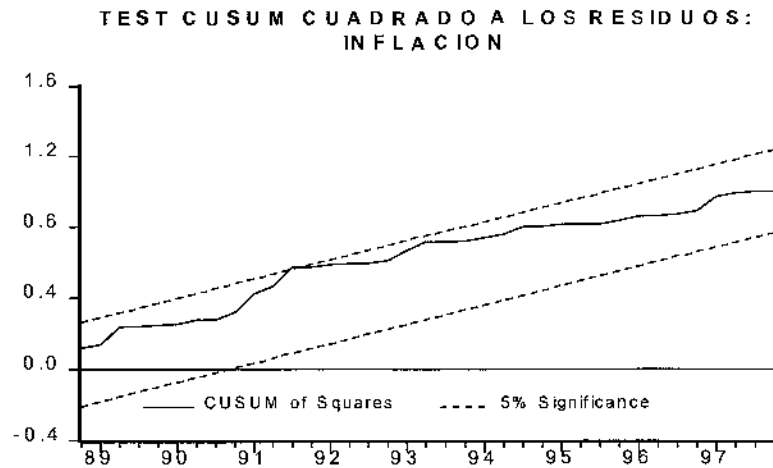


Gráfico No. 15



V. Conclusiones

Los resultados empíricos que presenta este estudio son sin duda preliminares en cuanto a que no agotan las posibilidades de tests de la familia de series de tiempo que pueden aplicarse a las

variables estudiadas, en particular a la inflación. Además, la misma serie de inflación podría descomponerse en subseries que pudieran tener un contenido económico más preciso. Por ejemplo, precios de bienes transables versus precios de bienes no transables o la distinción entre inflación subyacente e inflación observada.

Sin embargo, hay un conjunto de “descubrimientos” que merecen ser destacados. Primero, en el “modelo clásico de inflación” se encontró que:

1. Los precios domésticos responden de manera importante a variaciones en el tipo de cambio, siendo la respuesta para el período 1985:III—1998:III de aproximadamente 48%, sustancialmente menor al del período 1989:02—1992:01 para el que de la Viña y Comboni encontraron una respuesta de aproximadamente 60%, pero aún elevado.
2. La inercia inflacionaria es importante, a pesar que la economía boliviana está dotada de un “ancla” —el tipo de cambio nominal— para los precios y no existen mecanismos de indización importantes.

Asimismo, del modelo de vectores autorregresivos se obtuvieron como los resultados más destacables las siguientes:

3. La serie de inflación es lo suficientemente independiente de las restantes en el modelo como para aparecer causando en sentido de Granger a todas las demás. Esto plantea problemas para el diseño de políticas antiinflacionarias, a no ser que la encontrada relativa exogeneidad de la inflación fuera más bien el resultado del conjunto de políticas seguidas en los últimos trece años.
4. El fenómeno inflacionario en Bolivia se ha visto afectado principalmente por factores de costo, destacando entre ellos el tipo de cambio. Se observó que esta variable a lo largo de todo el periodo de pronóstico mantiene una significativa participación en la descomposición de varianza del pronóstico de la inflación ejerciendo su mayor influencia de incremento en la

tasa de inflación interna en los primeros tres trimestres; el precio de gasolina especial y salario mínimo contribuyen moderadamente.

5. La varianza explicada por la misma inflación si bien se mantiene alto a lo largo de todo el horizonte de pronóstico, exhibe una tendencia descendente, lo cual podría asociarse con un efecto inercial que tiende a mantener un crecimiento continuo de los precios. La mencionada inercia inflacionaria es más notoria durante los primeros tres trimestres, desapareciendo totalmente sus efectos en aproximadamente 18 meses.

En referencia a posibles rutas futuras de investigación, conviene hacer pruebas de especificación del modelo; respecto a otras variables potencialmente explicativas, en este sentido debería tenerse en cuenta alguna variable de política fiscal (quizá el déficit del gobierno), alguna otra asociada con el sector real de la economía, y otras relacionadas con la política monetaria e inflación externa, distintas a las utilizadas en este estudio.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Arrau, P. y J. de Gregorio (1991), "Financial Innovation and the Money Demand. Theory and Empirical Implementation", Working Papers, International Economics Department, World Bank, WPS 585.

Barro, Robert. "Macroeconomía". McGrawHill. 1990.

Box, G. Y G. Jenkins. (1976). "Time Series Analysis, Forecasting, and Control". San Francisco, Calif.: Holden day.

Corbo V. (1974), *Inflation in Developing Countries: An Econometric Study of Chilean Inflation*, Amsterdam: North Holland.

Cortazar, R. (1983a), "Salarios Nominales e Inflación: Chile, 1974-1982", Colección Estudios CIEPLAN, No. 11.

Dickey, D.A. y W. A. Fuller (1979), "Distribution on the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74.

Dornbusch, Rudiger y Fisher, Stanley. "Macroeconomía". McGrawHill. 6ta. Edición. 1996.

Engle, R. F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica* 50.

Engle, Robert F. Y D. Kraft. (1983). "Multiperiod Forecast Error Variances of Inflation Based on the ARCH Model". Washington, D.C.: Bureau of the Census.

Engle, R.F. y C.W.J., Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55.

Engle R.F., D. Hendry y J.F. Richard (1983), "Exogeneity", *Econometrica*, 51.

Gonzales, P. (1990), "Determinación de Salarios en la Economía Chilena: Una aplicación de técnicas de cointegración". Colección Estudios CIEPLAN. Número especial. No. 29.

----- (1982), "Inflación en una Economía Abierta: El caso de Chile", *cuadernos de Economía*, 56. Universidad Católica de Chile, Abril.

----- (1984), *International Prices, Wages and Inflation in the Open Economy: A Chilean Model*, Instituto de Economía, Universidad Católica de Chile.

Granger, C.W.J. (1981), "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification". *Journal of Econometrics* 16(1:121-130).

- Greene, H. William, 1990, "Econometric Analysis", Macmillan Publishing Company, N. Y.
- Gujarati, D. N. (1997) "Econometría". Tercera edición. McGraw-Hill.
- Hall, R. E. y Taylor, J. B. 1986. "Macroeconomía". Antoni Bosch, Editor.
- Hendry, D.F. (1986), "Economic Modelling with Cointegrated Variables". Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Special Issue 48(3).
- Judge G.G, et.al. (1988), Introduction to the Theory and Practice of Econometrics, John Wiley & Sons, Inc.
- Mankiw, G. 1992. "Macroeconomía". Ediciones Macchi.
- Martner, R. y D. Titelman (1990), "Inflación y Nivel de Actividad en Chile: Una aplicación del modelo de corrección de errores", El Trimestre Económico, LVII(1), 225, 195-239.
- Moguillansky, G. y D. Titelman (1992), "Inflación, Déficit Público y Política Cambiaria: Un análisis econométrico para Argentina, Chile y México", CEPAL, documento de trabajo No. 13.
- Novales, Alfonso, 1992, "Econometría", Edit. McGraw-Hill.
- Phillips, P. Y P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika* 75, junio 1988, pp. 335-46.
- Pindyck, R. S. y D. L. Rubinfeld, 1991, "Econometric Models and Economic Forecasting", McGraw-Hill.
- Perron, P., "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean". Mimeo., Departement de Sciences Economiques - Université de Monteval, marzo, 1988.
- Sachs, J. D. y Larraín, F. 1994. "Macroeconomía en la Economía Global". Prentice Hall.
- Sims, C. A. (1972), "Money, Income and Causality", American Economic Review, 62.
- Sims, C. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48.
- Surrey, M.J.C. (1989), "Money, Commodity Prices and Inflation: Some Simple Tests", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 51.

ANEXO 1

Cuadro No. 1
FUNCIONES DE AUTOCORRELACION
Y AUTOCORRELACION PARCIAL DE LA INFLACION

Autocorrelación	Autocorrelación Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *	. *	1	0.190	0.190	1.9616	0.161
. .	. .	2	0.027	-0.010	2.0004	0.368
. .	. * .	3	-0.053	-0.058	2.1595	0.540
. .	. * .	4	0.046	0.070	2.2806	0.684
. .	. .	5	0.032	0.012	2.3405	0.800
. .	. .	6	-0.027	-0.043	2.3850	0.881
. .	. .	7	-0.039	-0.020	2.4785	0.929
. .	. .	8	-0.004	0.009	2.4795	0.963
. * .	. * .	9	0.154	0.154	4.0146	0.910
. * .	. .	10	0.112	0.056	4.8352	0.902
. .	. .	11	-0.005	-0.041	4.8367	0.939
. .	. .	12	-0.057	-0.035	5.0593	0.956
. * .	. .	13	-0.057	-0.050	5.2936	0.968
. * .	. * .	14	0.104	0.114	6.0777	0.964
. * .	. .	15	0.078	0.048	6.5326	0.969
. .	. * .	16	-0.046	-0.068	6.6945	0.979
. .	. .	17	-0.009	0.035	6.7016	0.987
. .	. .	18	0.040	0.015	6.8322	0.991
. * .	. * .	19	0.148	0.101	8.6924	0.978
. * .	. * .	20	0.099	0.067	9.5459	0.976
. .	. .	21	-0.028	-0.046	9.6172	0.983
. .	. .	22	-0.036	0.008	9.7351	0.989
. .	. .	23	-0.018	-0.041	9.7678	0.993
. .	. .	24	0.029	-0.010	9.8528	0.995

Cuadro No. 2
 FUNCIONES DE AUTOCORRELACION
 Y AUTOCORRELACION PARCIAL DEL TIPO DE CAMBIO

Autocorrelación	Autocorrelación Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.688	0.688	27.513	0.000
. ***	. **	2	0.363	-0.211	35.307	0.000
. **	. **	3	0.296	0.276	40.592	0.000
. **	. .	4	0.274	-0.043	45.200	0.000
. **	. *	5	0.263	0.145	49.530	0.000
. **	. .	6	0.251	0.002	53.570	0.000
. **	. *	7	0.236	0.076	57.222	0.000
. **	. .	8	0.218	0.007	60.393	0.000
. **	. .	9	0.201	0.042	63.148	0.000
. *	. .	10	0.183	0.002	65.493	0.000
. *	. .	11	0.164	0.015	67.413	0.000
. *	. .	12	0.146	-0.002	68.964	0.000
. *	. .	13	0.130	0.005	70.224	0.000
. *	. .	14	0.116	-0.003	71.249	0.000
. *	. .	15	0.099	-0.010	72.015	0.000
. *	. .	16	0.081	-0.011	72.538	0.000
. .	. .	17	0.059	-0.026	72.822	0.000
. .	. .	18	0.036	-0.020	72.933	0.000
. .	. .	19	0.019	-0.021	72.966	0.000
. .	. .	20	0.004	-0.023	72.967	0.000
. .	. .	21	-0.010	-0.021	72.978	0.000
. .	. .	22	-0.026	-0.028	73.044	0.000
. .	. .	23	-0.041	-0.021	73.210	0.000
. .	. .	24	-0.053	-0.023	73.490	0.000

Cuadro No. 3
 FUNCIONES DE AUTOCORRELACION
 Y AUTOCORRELACION PARCIAL DEL PRECIO DE GASOLINA ESPECIAL

Autocorrelación	Autocorrelación Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.789	0.789	36.135	0.000
. *****	. . .	2	0.602	-0.053	57.602	0.000
. ***	. *	3	0.436	-0.061	69.044	0.000
. **	. *	4	0.259	-0.137	73.180	0.000
. **	. ***	5	0.272	0.372	77.806	0.000
. **	. . .	6	0.280	-0.003	82.836	0.000
. **	. . .	7	0.277	-0.019	87.836	0.000
. **	. . .	8	0.279	-0.037	93.023	0.000
. **	. . .	9	0.220	0.023	96.322	0.000
. *	. . .	10	0.159	-0.035	98.091	0.000
. *	. . .	11	0.111	-0.020	98.967	0.000
. *	. . .	12	0.069	-0.010	99.317	0.000
. *	. . .	13	0.069	0.044	99.678	0.000
. *	. . .	14	0.071	-0.020	100.06	0.000
. . .	. *	15	0.045	-0.084	100.22	0.000
. 	16	0.029	0.009	100.29	0.000
. 	17	0.010	0.041	100.30	0.000
. . .	. *	18	-0.042	-0.117	100.45	0.000
. *	. . .	19	-0.062	-0.012	100.78	0.000
. *	. . .	20	-0.070	0.028	101.22	0.000
. *	. *	21	-0.138	-0.183	102.97	0.000
. *	. . .	22	-0.164	-0.031	105.53	0.000
. *	. . .	23	-0.187	0.010	108.96	0.000
. **	. . .	24	-0.222	-0.024	113.94	0.000

Cuadro No. 4
**FUNCIONES DE AUTOCORRELACION
Y AUTOCORRELACION PARCIAL DEL INDICE DE SALARIO MINIMO**

Autocorrelación	Autocorrelación Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.865	0.865	43.393	0.000
. *****	. .	2	0.736	-0.044	75.468	0.000
. *****	. .	3	0.658	0.124	101.57	0.000
. ****	. .	4	0.582	-0.032	122.40	0.000
. ****	. *	5	0.531	0.085	140.09	0.000
. ****	. *	6	0.516	0.117	157.15	0.000
. ****	. *	7	0.477	-0.067	172.03	0.000
. ****	. *	8	0.459	0.114	186.11	0.000
. ***	. *	9	0.422	-0.102	198.23	0.000
. ***	. .	10	0.373	-0.002	207.95	0.000
. **	. *	11	0.316	-0.089	215.07	0.000
. **	. .	12	0.260	-0.041	220.01	0.000
. **	. .	13	0.212	-0.011	223.36	0.000
. *	. .	14	0.176	-0.033	225.72	0.000
. *	. .	15	0.154	0.046	227.57	0.000
. *	. .	16	0.139	-0.015	229.12	0.000
. *	. *	17	0.097	-0.095	229.89	0.000
. .	. .	18	0.049	-0.044	230.10	0.000
. .	. *	19	-0.008	-0.098	230.10	0.000
. .	. .	20	-0.056	0.005	230.38	0.000
. *	. *	21	-0.106	-0.096	231.41	0.000
. *	. *	22	-0.158	-0.075	233.78	0.000
. *	. .	23	-0.180	0.059	236.94	0.000
. *	. *	24	-0.151	0.135	239.25	0.000

ANEXO 2

Cuadro No. 1
ESTIMACION POR MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS DEL MODELO
DE INFLACION CLASICO INCLUYENDO TODAS LAS VARIABLES TEORICAS
Variable dependiente: INF

Variable	Coficiente	Error Estd.	Estadístico-t	Prob.
Constante	0.015	0.008	1.962	0.0567
DEV	0.450	0.172	2.621	0.0123
WP	-0.198	0.072	-2.750	0.0089
PGAS	0.034	0.005	6.521	0.0000
PUS	0.017	0.725	0.024	0.9810
BYM	-0.018	0.023	-0.785	0.4371
R	-0.016	0.048	-0.332	0.7419
INF(-1)	0.238	0.049	4.817	0.0000
R-cuadrado	0.911	Media de la variable dep.		0.037
R-cuadrado ajust.	0.896	S.D. de la variable dependiente		0.052
E.S. de la reg.	0.017	Akaike info criterion		-5.168
Suma del cuadrado de los residuos	0.011	Schwarz criterion		-4.856
Log likelihood	132.035	Estadístico-F		58.739
Durbin-Watson	2.080	Prob(Estadístico-F)		0.000

Cuadro No. 2
ESTIMACION POR MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS DEL MODELO
DE INFLACION CLASICO INCLUYENDO INFLACION DE LOS ESTADOS UNIDOS 1/
Variable dependiente: INF

Variable	Coficiente	Error Estándar	Estadístico-t	Prob.
Constante	0.012	0.006	2.078	0.044
DEV	0.450	0.169	2.669	0.011
WP	-0.197	0.068	-2.907	0.006
PGAS	0.037	0.004	9.016	0.000
PUS	0.370	0.596	0.620	0.538
INF(-1)	0.228	0.047	4.851	0.000
R-cuadrado	0.909	Media de la variable dependiente		0.037
R-cuadrado ajust.	0.899	S.D. variable dependiente		0.052
S.E. de la regresión	0.017	Akaike info criterion		-5.231
Suma del cuadrado de los residuos	0.012	Schwarz criterion		-4.997
Log likelihood	131.553	Estadístico-F		84.463
Durbin-Watson	2.126	Prob(Estadístico-F)		0.000

Nota: PGAS = Diferencia el logaritmo del índice del precio de gasolina especial.

1/ La variable INFUS se utiliza como variableproxi de la inflación externa.

Cuadro No. 3
**ESTIMACION POR MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS
DEL MODELO DE INFLACION CLASICO INCLUYENDO INFLACION
DE LOS PAISES SOCIOS COMERCIALES 1/**
Variable dependiente: INF

Variable	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico-t	Prob.
Constante	0.0168	0.005	3.125	0.0032
DEV	0.483	0.156	3.092	0.0035
WP	-0.185	0.063	-2.959	0.0051
PGAS	0.036	0.004	9.772	0.0000
PSOC	-0.010	0.008	-1.216	0.2306
INF(-1)	0.221	0.047	4.698	0.0000
R-cuadrado	0.912	Media de la variable dependiente		0.037
R-cuadrado ajust.	0.901	S.D. variable dependiente		0.052
S.E. de la regresión	0.016	Akaike info criterion		-5.257
Suma del cuadrado de los residuos	0.011	Schwarz criterion		-5.023
Log likelihood	132.166	Estadístico-F		86.863
Durbin-Watson	2.121	Prob(Estadístico-F)		0.000

1/ La variable PSOC (= Diferencia el logaritmo del índice del precio de los principales socios comerciales), se utiliza como variable proxi de la inflación externa.

Cuadro No. 4
**ESTIMACION POR MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS
DEL MODELO DE INFLACION CLASICO INCLUYENDO
BILLETES Y MONEDAS EN PODER DEL PUBLICO**
Variable dependiente: INF

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estadístico-t	Prob.
Constante	0.016	0.005	3.049	0.0040
DEV	0.448	0.161	2.786	0.0080
WP	-0.203	0.066	-3.083	0.0036
PGAS	0.035	0.004	8.904	0.0000
BYM	-0.020	0.019	-1.059	0.2954
INF(-1)	0.235	0.047	5.024	0.0000
R-cuadrado	0.911	Media de la variable dependiente		0.037
R-cuadrado ajust.	0.901	S.D. variable dependiente		0.052
S.E. de la reg.	0.016	Akaike info criterion		-5.249
Suma de cuadrado de los residuos	0.012	Schwarz criterion		-5.015
Log likelihood	131.968	Estadístico-F		86.080
Durbin-Watson	2.069	Prob(Estadístico-F)		0.000

BYM=Diferencia del logaritmo de billetes y moneda en poder del público.

Cuadro No. 5
 ESTIMACION POR MINIMOS CUADRADOS
 ORDINARIOS DEL MODELO DE INFLACION CLASICO
 INCLUYENDO TASAS DE INTERES
 Variable dependiente: INF

Variable	Coeficiente	Error Estd.	Estadístico-t	Prob.
Constante	0.013	0.005	2.327	0.0248
DEV	0.486	0.158	3.073	0.0037
WP	-0.175	0.065	-2.707	0.0098
PGAS	0.035	0.004	8.624	0.0000
R	-0.026	0.046	-0.561	0.5778
INF(-1)	0.236	0.048	4.907	0.0000
R-cuadrado	0.909	Media de la variable dependiente		0.037
R-cuadrado ajust.	0.899	S.D. variable dependiente		0.052
S.E. de la reg.	0.017	Akaike info criterion		-5.230
Suma de cuadrado de los residuos	0.012	Schwarz criterion		-4.996
Log likelihood	131.514	Estadístico-F		84.309
Durbin-Watson	2.105	Prob(Estadístico-F)		0.000

ANEXO 3

Cuadro No. 1
ESTIMACION DE VAR IRRESTRICTO CON LAS VARIABLES EN NIVELES

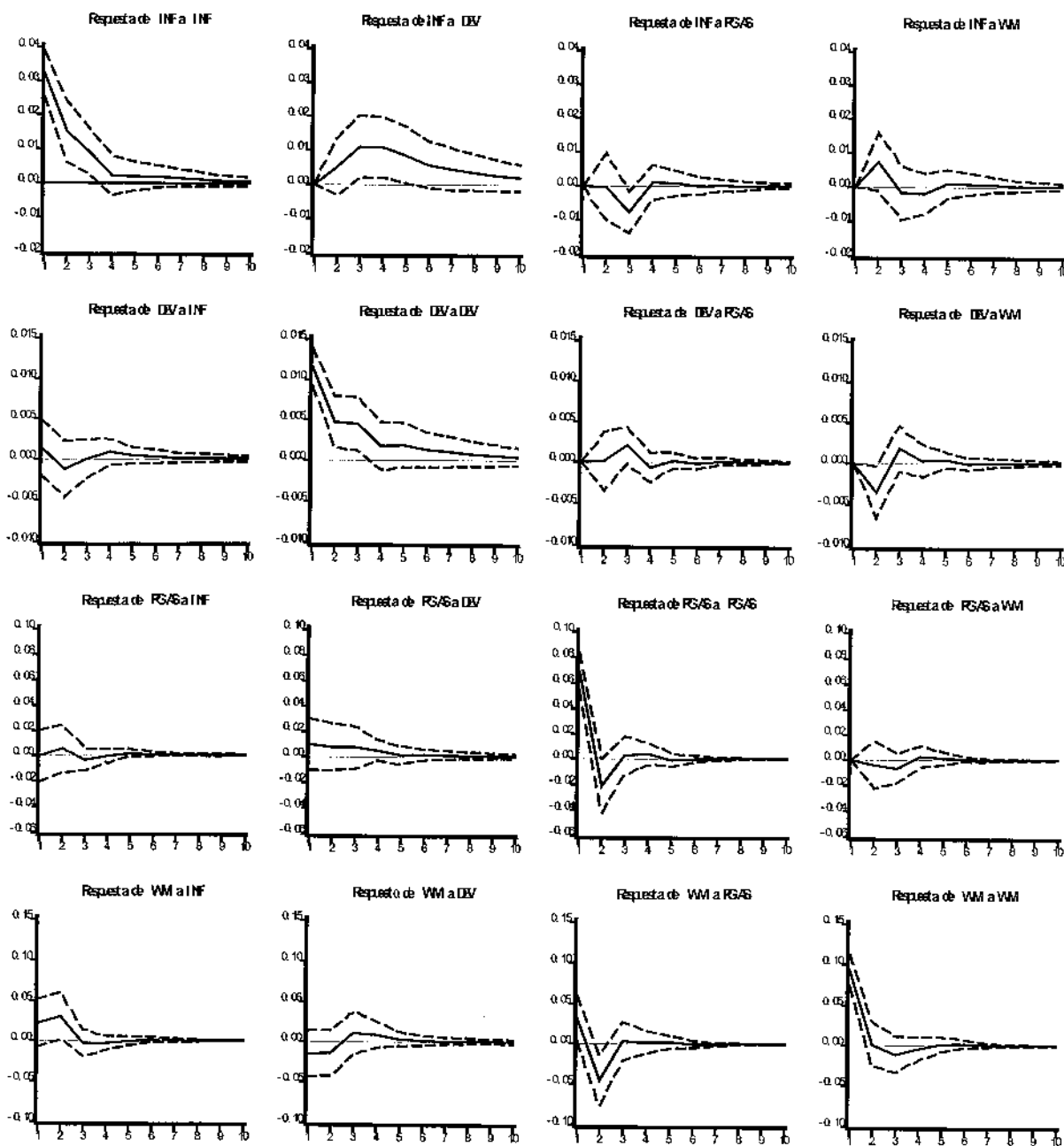
	INF	DEV	PGAS	WM
INF(-1)	1.003753 (0.15983) (6.28013)	-0.269656 (0.10427) (-2.58604)	-0.202142 (0.50546) (-0.39992)	1.217672 (0.73498) (1.65673)
INF(-2)	-0.065380 (0.16309) (-0.40089)	0.182898 (0.10640) (1.71898)	-0.034379 (0.51576) (-0.06666)	-0.734350 (0.74996) (-0.97918)
DEV(-1)	0.282493 (0.07087) (3.98626)	1.181114 (0.04623) (25.5465)	1.625180 (0.22412) (7.25153)	-0.021558 (0.32588) (-0.06615)
DEV(-2)	-0.179014 (0.09215) (-1.94273)	-0.121857 (0.06012) (-2.02703)	-1.256880 (0.29141) (-4.31312)	-0.028567 (0.42373) (-0.06742)
PGAS(-1)	-0.045204 (0.04356) (-1.03776)	-0.047199 (0.02842) (-1.66085)	0.449322 (0.13776) (3.26173)	-0.162535 (0.20031) (-0.81142)
PGAS(-2)	-0.006588 (0.03130) (-0.21044)	0.002638 (0.02042) (0.12916)	0.170894 (0.09900) (1.72627)	0.385680 (0.14395) (2.67928)
WM(-1)	-0.028100 (0.03244) (-0.86628)	-0.022725 (0.02116) (-1.07383)	0.039203 (0.10258) (0.38217)	0.574522 (0.14916) (3.85163)
WM(-2)	0.023239 (0.02978) (0.78044)	0.060074 (0.01943) (3.09240)	-0.041669 (0.09417) (-0.44249)	-0.228356 (0.13693) (-1.66769)
Constante	0.008081 (0.02277) (0.35493)	0.048910 (0.01485) (3.29288)	0.091373 (0.07200) (1.26908)	-0.054047 (0.10469) (-0.51623)
R-squared	0.998327	0.998957	0.801608	0.948169
Adj. R-squared	0.997984	0.998743	0.760912	0.937537
Sum sq. Resids	0.013788	0.005869	0.137900	0.291571
S.E. equation	0.018803	0.012267	0.059463	0.086465
Log likelihood	127.6145	148.1148	72.34928	54.37907
Akaike AIC	127.9895	148.4898	72.72428	54.75407
Schwarz SC	128.3404	148.8406	73.07513	55.10492
Mean dependent	1.062092	1.247483	0.856226	0.893566
S.D. dependent	0.418721	0.346016	0.121610	0.345963

Cuadro No. 2
DESCOMPOSICION DE VARIANZA DE LA INFLACION
(Ordenamiento de las variables: INF4, DEV, PGAS, WM)

Periodo	S.E.	INF	DEV	PGAS	WM
1	0.032096	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.036505	94.10977	1.936594	0.007327	3.946308
3	0.039962	83.60915	9.188237	3.744309	3.458301
4	0.041508	77.74860	15.28962	3.522561	3.439227
5	0.042425	74.62296	18.63432	3.407239	3.335485
6	0.042853	73.31542	20.04455	3.339505	3.300519
7	0.043111	72.53943	20.87965	3.299744	3.281174
8	0.043255	72.10590	21.35351	3.278091	3.262500
9	0.043338	71.84987	21.63200	3.265766	3.252357
10	0.043384	71.71039	21.78355	3.258925	3.247132

Gráfico No. 1
FUNCIONES DE RESPUESTA A IMPULSOS
 (Ordenamiento de variables: INF4, DEV, PGAS, WM)

Respuesta a una D.E. Innovaciones ± 2 S.E.



DETERMINANTES DE LA INFLACION EN BOLIVIA DURANTE EL PERIODO DE LA POST – ESTABILIZACION

I. Introducción	1
II. Antecedentes.....	3
2.1. La Nueva Política Económica	8
2.2. Principales resultados de la NPE.....	10
2.3. Selección y formulación del problema	12
2.4. Planteamiento del problema	13
2.5. Formulación de Hipótesis.....	14
2.5.1. Justificación de la hipótesis	14
2.5.2. Objetivo general.....	15
2.5.3. Objetivos específicos.....	15
2.6. Metodología	16
III. Marco Teórico.....	16
3.1. Teorías de inflación.....	17
3.1.1. Inflación de demanda: causas monetaristas—fiscales	17
3.1.2. Inflación de costos: pugnas distributivas.....	19
3.1.3. Causas estructurales	20
3.1.4. Inflación persistente o inercial.....	21
3.2. Análisis de propiedades estadísticas de series temporales.....	22
3.2.1. Proceso estocástico, ruido blanco.....	22
3.2.2. Estacionariedad	23
3.2.3. Raíces Unitarias.....	23
3.2.3.1. Pruebas de raíz unitaria	24
3.2.3.1.1. Prueba de Dickey-Fuller.....	24
3.2.3.1.2. La prueba de Dickey-Fuller Ampliada	26
3.2.3.1.3. Prueba de Phillips-Perron	27
3.2.3.1.4. Prueba de raíz unitaria en presencia de quiebre estructural	27
3.2.4. Cointegración	28
3.2.5. Econometría dinámica y modelos de corrección de errores	29
3.2.6. Modelos de Vectores Autorregresivos (VAR)	31
3.2.6.1. Funciones de impulso-respuesta (FIR).....	34
3.2.6.2. Descomposición de varianzas (DV)	35
3.2.7. Causalidad de Granger	35
IV. Marco Práctico	37
4.1. Algunos hechos estilizados	37
4.2. Análisis de datos: Pruebas de raíz unitaria	42
4.3. Modelos econométricos tradicionales de inflación.....	47
4.3.1. El modelo de inflación sujeta a evaluación	52
4.3.1.1. Los residuos.....	52
4.3.1.2. Estabilidad estructural	54
4.3.1.3. Constancia de parámetros y exogeneidad débil.....	55
4.4. Un modelo de Vectores Autorregresivos para analizar la inflación en Bolivia.....	61
4.4.1. Análisis de la ecuación para inflación	61
4.4.2. Estacionariedad y cointegración de las series.....	62
4.4.3. Estimación del VAR, causalidad y respuestas a impulsos.....	64
4.4.4. Descomposición de varianza y funciones de impulso-respuesta	68
4.4.5. ¿Hay cambio estructural?	73
V. Conclusiones	74
VI. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS.....	77
ANEXO 1.....	79

ANEXO 2.....	83
ANEXO 3.....	86