

PARTE IV EL MODELO

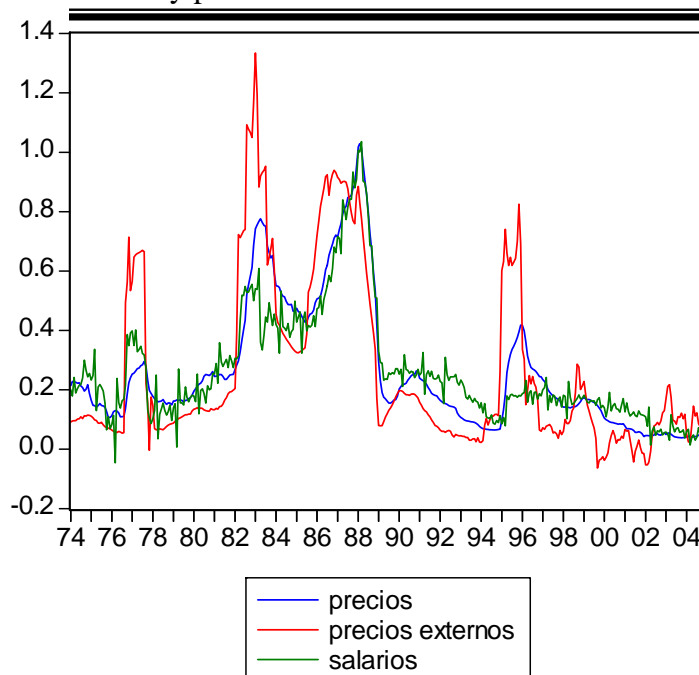
En esta sección del trabajo, se presenta la descripción y estimación del modelo. Se hace uso de las técnicas econométricas antes mencionadas y se proporciona una interpretación teórica de los resultados. En seguida, se presenta el procedimiento a seguir y la revisión bibliográfica de los trabajos realizados en el tema, además de una descripción fáctica de las variables relevantes para el análisis.

HECHOS ESTILIZADOS

A pesar de que la economía mexicana es de dimensiones considerables, presenta un comportamiento consistente con lo que en la literatura se conoce como economía pequeña. Ello debido a que acepta los precios del exterior, además, los choques externos han demostrado ser históricamente muy importantes en el desempeño económico del país. Esta relación estrecha entre el crecimiento de los precios externos y la inflación se puede observar en el siguiente gráfico, se incluye también la inflación salarial⁴⁷.

⁴⁷ La tasa de cambio anual en la variable se calculó restando al logaritmo natural de la misma, el mes del año anterior. Por ejemplo para los precios internos se tiene : $\pi_t = LNP_t - LNP_{t-12}$.

Gráfica 4.1: Inflación anualizada en precios, salarios y precios externos



Tomando en cuenta el endeudamiento excesivo en que se incurrió hasta llegar la crisis de 1982 (se dependía demasiado del ahorro externo para crecer) y que nuestra economía está cada vez más integrada a nuestro más grande socio comercial, Estados Unidos, no es de sorprender que los precios externos influyan de manera importante en la inflación. Nuestra dependencia del exterior, se intensificó aún más al mantener un tipo de cambio fijo y sobrevaluado durante el gobierno salinista.

El déficit en cuenta corriente en tales condiciones, sólo podría mantenerse ante entradas suficientes de capital, de lo contrario era inminente la crisis de balanza de pagos. Esta crisis se manifestó hasta diciembre de 1994, cuando se abandonó el régimen de tipo de cambio fijo. A partir de entonces el tipo de cambio se ha vuelto mucho más volátil en torno a su media.

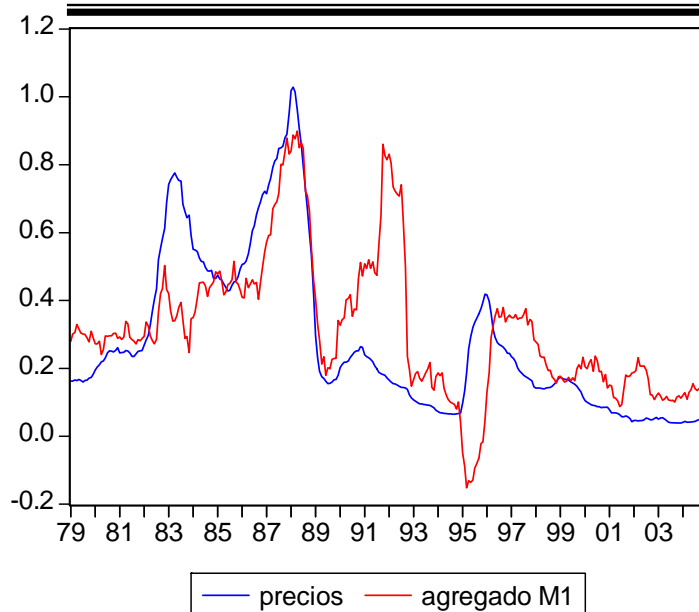
Se puede apreciar también que el nivel de precios se mueve de manera muy cercana con los salarios ajustados por la productividad. Aunque podemos pensar automáticamente en una interpretación de curva de Phillips aumentada por expectativas para la fijación salarial, no es muy evidente el sentido de la causalidad entre las dos variables. Pudiera ser que las empresas sigan un comportamiento de fijación de precios mediante un margen sobre costos o que simplemente los salarios se muevan con el comportamiento pasado de los precios debido a las demandas salariales de los trabajadores.

Un punto especial en la gráfica ocurre a finales de 1987 donde la inflación anual fue 131.1%, la mayor dentro del periodo analizado. Ello, debido a que el crack del 9 de octubre en la bolsa de Nueva York terminó con la burbuja especulativa en el mercado de valores (la bolsa mexicana de valores cayó 16.5% ese mismo día). Los inversionistas para protegerse trataron de refugiarse en los dólares, lo que notablemente también presionó al tipo de cambio. Claramente se aprecia que los movimientos en los precios externos anteceden a los movimientos en los precios internos.

INFLACIÓN Y CRECIMIENTO EN EL AGREGADO MONETARIO M1

En cuanto al agregado monetario M1, se puede apreciar en la gráfica correspondiente, que no siempre ha sido útil para pronosticar anticipadamente los movimientos en los precios. Es muy probable que los cambios en la velocidad del dinero y otras variables no observadas directamente, no permitan apreciar una relación al estilo de la dicotomía clásica.

Gráfica 4.2: Crecimiento anual de M1 e inflación



DESCRIPCIÓN DEL MODELO

El presente trabajo tiene como motivación capturar la dinámica inflacionaria en México y su posible cambio a partir de la adopción del nuevo régimen cambiario, partiendo de un punto de vista teórico. Como se observó en las gráficas anteriores, perderíamos información relevante y teóricamente atractiva al ignorar la relación que las variables guardan en el largo plazo. Por lo tanto, el marco natural para el análisis será el de cointegración, ya que permite separar los impactos de largo plazo en la inflación de la dinámica en el corto plazo.

Se hace uso de la técnica de cointegración de Johansen así como la de Engle-Granger, los resultados de ésta última se presentan en el Apéndice II. Las relaciones de largo plazo que se tratarán de identificar provienen del mercado cambiario a través de la teoría de la Paridad de Poder de Compra relativa, del mercado laboral a través de una ecuación que relaciona los salarios ajustados por la productividad con el nivel de precios, y del mercado monetario a través de la teoría cuantitativa. Además se realizan pruebas de causalidad entre las variables para explorar más cercanamente los posibles mecanismos de transmisión de la inflación y para verificar la validez de la teoría.

Para modelar el corto plazo, se construye un modelo de corrección de errores para la inflación mensual que además de los términos de corrección de error y las variables en diferencia provenientes de las ecuaciones de largo plazo, incluye un componente inercial de la inflación asociado a las expectativas y una brecha de producto para incorporar presiones de demanda en el sector real, estas dos variables constituyen la curva de Phillips aumentada con expectativas aquí estimada. Además se incluyen los precios administrados y concertados por la importante influencia que han tenido en el proceso inflacionario en nuestro país, y finalmente variables estacionales para obtener un mejor ajuste.

Una vez que se determina el modelo apropiado se procede a probar el cambio estructural en el modelo haciendo uso de residuales recursivos. Con base en la prueba anterior, se incluyen variables categóricas de pendiente y de constante que toman el valor de uno a partir del cambio, para identificar la forma funcional. Se espera encontrar un cambio estructural en el modelo a partir de la adopción del régimen de cambio flexible.

En cuanto a los precios externos en el corto plazo, se espera que su influencia sea menor después del cambio. Al perder el tipo de cambio la propiedad de moverse en un solo sentido y ser más volátil, los cambios de media son más difíciles de percibir y por tanto los precios no se ajustan automáticamente. Por otro lado la influencia del tipo de cambio nominal sobre las expectativas es menor debido a que dejó de ser el ancla nominal en la economía.

REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

Uno de los primeros trabajos en utilizar el análisis de cointegración para estudiar la determinación de los precios internos fue el de Juselius (1992). La autora utiliza la técnica de Johansen para Dinamarca (se consideró como economía pequeña y abierta), las presiones inflacionarias tienen su origen en el sector interno mediante la inflación salarial, en el sector monetario a través de excesos en la cantidad de dinero y en el sector externo a través de los desequilibrios en la Paridad de Poder de Compra ampliada.

En cuanto al sector interno encuentra evidencia que favorece la fijación de precios por medio de una ecuación de margen sobre costos, aunque los efectos son pequeños. Para el sector monetario encuentra que el dinero ejerce un efecto marginal con respecto a los otros sectores. Se encuentra que de los tres sectores, el externo es el más importante. Finalmente el aspecto más importante es el componente inercial de la inflación.

Entre los trabajos que utilizan la técnica de cointegración para el caso mexicano se encuentran el de Esquivel y Razo (2002), Garcés (1999), y Santaella (2002). Esquivel y Razo utilizan datos mensuales de 1989 a 2000 siguiendo de cerca el trabajo realizado por Juselius, sólo que emplearon la tanto técnica de Engle-Granger como la de Johansen. Estos autores encuentran que las presiones inflacionarias están dadas por los desequilibrios en los tres sectores ya mencionados. Además, agregan como variable explicativa en el modelo de corrección de error los precios administrados.

El trabajo de Garcés(1999) se basa en una ecuación de fijación de precios de margen sobre costo que describe el largo plazo. Al estimar la ecuación en logaritmos halla que es homogénea de grado uno con una elasticidad para los precios externos de 0.63 y para los salarios de 0.36. En el modelo de corrección de errores para los precios internos, agrega como variable explicativa la brecha del producto pero no la halla significativa. El autor no toma en cuenta la productividad para ajustar los salarios.

Santaella (2002) utiliza exclusivamente la teoría de Paridad de Poder de Compra y estudia el traspaso inflacionario del tipo de cambio nominal⁴⁸, encuentra que de 1996 a 2000 se ha presentado un menor traspaso inflacionario que en periodos pasados, tanto en el mediano como en el corto plazo. Gamboa(1997) estudia la relación que los precios administrados tienen sobre la inflación, su trabajo sugiere que los anuncios de los incrementos en los precios administrados proporcionan una señal de la inflación que espera el sector público y de esta manera influyen en las expectativas.

⁴⁸ Elasticidad del nivel de precios con respecto al tipo de cambio nominal, se puede calcular tanto en el corto como en el largo plazo.

La novedad del este trabajo de tesis es que incorpora el posible cambio en los parámetros a raíz del cambio de régimen cambiario, esta situación se plantea como posibilidad en Garcés (1999) y en Esquivel y Razo (2002) pero no se realiza debido a la extensión de la muestra. Los demás trabajos, especialmente el de de Santaella (2002) y el de Gamboa (1997) se concentran en un solo aspecto del fenómeno inflacionario. Como se apreciará más adelante, los resultados que estos autores obtuvieron por separado se sostienen en este modelo que tiene un espíritu ecléctico.

ESTIMACIÓN

A continuación se presenta la estimación del modelo utilizando el método de Johansen, éste es más eficiente que el método de Engle-Granger (EG) ya que hace uso de mayor información sobre las series, además, el poder de la prueba de cointegración es mayor. Primero se identifica el orden de integración de cada variable mediante pruebas de raíz unitaria, en seguida, el rango de la matriz de cointegración y los vectores de cointegración asociados. El último paso consiste en la estimación de un modelo de corrección de errores, y en el uso de estimados recursivos para detectar el posible cambio estructural. Para encontrar la forma funcional apropiada, se utilizan variables categóricas que toman el valor de uno después del cambio estructural.

DESCRIPCIÓN DE DATOS Y PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Las series tienen una periodicidad mensual y fueron tomadas de la página electrónica del Banco de México. Se utilizó el máximo de información disponible para las variables, especialmente para las que se espera que guarden una relación en el largo plazo. Se toma el índice de actividad industrial como variable de escala ya que el PIB se calcula trimestralmente. Por otro lado, debido a que no hay disponibilidad de datos para la productividad laboral hasta después de 1990, se utilizó la serie del índice de costo medio de las horas-hombre trabajadas como variable salarial ajustada por la productividad. En el desarrollo de este apartado se utiliza frecuentemente el término “salario” en lugar de “costo medio de horas-hombre”, a menos que se indique lo contrario.

Para la serie de precios externos se utilizó el tipo de cambio pesos por dólar para solvetar obligaciones denominadas en moneda extranjera multiplicado por el índice de precios al consumidor en Estados Unidos. Tanto el índice de precios al consumidor en México como el índice de precios externos expresado en pesos tienen como base enero de 2000. La variable de brecha del producto, se aproximó guardando los residuos de la regresión del logaritmo natural del índice de actividad industrial sobre una tendencia lineal, el coeficiente del término tendencial de la actividad industrial resultó ser de 0.22% (2.67% anual). La regresión se puede consultar en el Apéndice I (tabla A1.1).

A continuación se define cada variable utilizada con su correspondiente notación:

Tabla 4.1: Definición de variables

LNP	Logaritmo natural del índice nacional de precios al consumidor
LNSPEU	Logaritmo natural del índice de precios al consumidor de Estados Unidos multiplicado por el tipo de cambio nominal
LNWC	Logaritmo del índice del costo medio de las horas-hombre trabajadas
LNMI	Logaritmo natural del agregado monetario M1
LNVI	Logaritmo natural del índice de volumen de la actividad industrial
BRECHA	LNVI menos la tendencia
LN128	Logaritmo natural de el rendimiento promedio mensual en por ciento anual, CETES a 28 días
LNAYC	Logaritmo natural del índice nacional de precios administrados y concertados

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Para identificar la forma funcional apropiada para la prueba, se sigue la metodología de Doldado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero (1990). Los resultados coinciden en general con la inspección gráfica de las series. A continuación se presenta un resumen de la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y de la prueba de Phillips Perron (PP). El proceso detallado de la prueba se encuentra en el Apéndice I.

Tabla 4.2: Resultados de las pruebas de estacionariedad

Variable	Muestra	especificación	ADF	orden de Integración	PP	orden de Integración
LNP	1973:01-2004:12	constante	-01.6446	1	-01.5812	1
D(LNP)		nada	-02.6896*	0	-02.9965*	0
LNSPEU	1973:01-2004:12	constante	-01.4785	1	-01.4459	1
D(LNSPEU)		nada	-04.1148*	0	-16.2212*	0
LNWC	1973:01-2004:12	constante	-01.5269	2	-00.7008	1
D(LNWC)		constante	-01.7860	1	-40.2107*	0
D2(LNWC)		nada	-23.2389*	0		
LNMI	1985:02-2004:12	constante y tend	-01.6129	1	-01.6369	1

D(LNM1)		constante y tend	-03.4299**	0	-14.8542*	0
LNY	1980:01-2004:12	constante y tend	-03.3777**	0	-05.1921*	0
BRECHA	1980:01-2004:12	nada	-03.3310*	0	-05.2137*	0
LNI28	1985:02-2004:12	sin constante	-01.0876	1	-01.0284	1
D(LNI28)		sin constante	-11.5816*	0	-11.2084*	0
LNAYC	1982:01-2004:12	constante y tend	-01.8508	1	-01.8171	1
D(LNAYC)		nada	-03.1740*	0	-12.3109*	0
* Significativo al nivel del 1%						
** Significativo al nivel del 5%						

Como se puede apreciar, el logaritmo natural del índice de actividad industrial y la brecha del producto, son integradas de orden cero y por tanto presentan estacionariedad. Las variables logaritmo natural del índice de precios al consumidor, logaritmo natural de los precios externos, logaritmo natural del agregado monetario M1, logaritmo natural de la tasa a 28 días de los CETES, y logaritmo natural del índice de precios administrados y concertados, son integradas de orden uno. La serie de logaritmo natural del costo medio horas-hombre presenta evidencia encontrada, para fines de este trabajo se tomará la serie como integrada de orden uno.

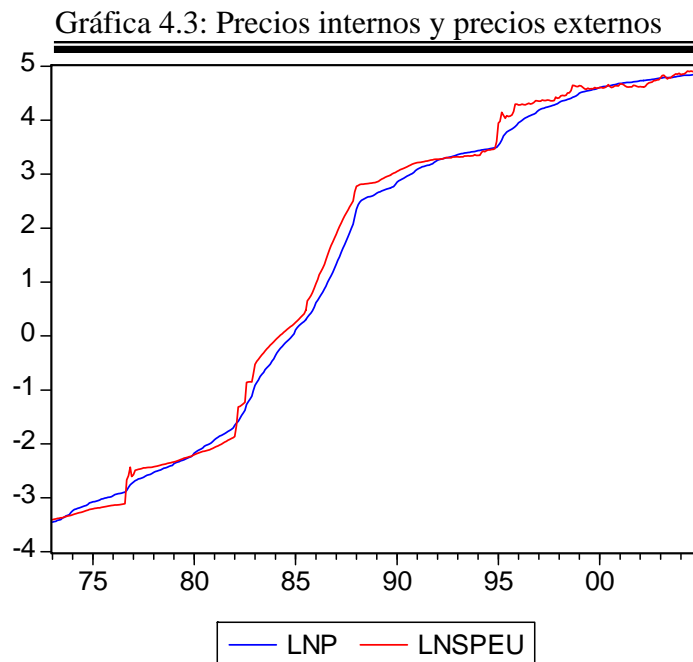
RELACIONES DE EQUILIBRIO EN EL LARGO PLAZO

De acuerdo con el teorema de representación de Engle-Granger (1987), si $\mathbf{Z}_t \sim I(1)$ y $\beta' \mathbf{Z}_t \sim I(0)$ entonces β es la matriz de cointegración y hay un máximo de $r = n - 1$ vectores de cointegración, donde \mathbf{Z}_t es el vector de variables cointegradas y n es el número de variables. En seguida, se presentan las pruebas de cointegración de Johansen y las estimaciones de las ecuaciones de cointegración. El lector puede consultar en el

Apéndice II los resultados que se obtuvieron al aplicar el método de EG, se puede apreciar que los resultados son bastante robustos ante diferentes métodos de cointegración.

TEORÍA DE LA PARIDAD DE PODER DE COMPRA

Como se puede observar en el gráfico 4.3, el logaritmo de los precios internos (LNP) y el logaritmo de precios externos expresados en pesos (LNSPEU) se mueven de manera muy cercana.



La relación teórica que explica el movimiento conjunto de las dos variables es la de Paridad de Poder de Compra (PPC), que en su formulación absoluta establece que el tipo

de cambio real de largo plazo es igual que uno mientras que en su versión relativa, establece que el tipo de cambio real es constante en el largo plazo mas no necesariamente igual que uno⁴⁹. Se ha elegido seguir una especificación consistente con los modelos de tercera generación para la PPC⁵⁰. Entre estos trabajos se encuentra el de Corbae y Oulairis (1988), y el de Kim (1990). La ecuación a estimar es la siguiente:

$$LNP = \hat{\alpha} + \hat{\beta}(LNS + LNPEU) = \hat{\alpha} + \hat{\beta}LNSPEU$$

Si el coeficiente del logaritmo de precios externos expresado en pesos es igual que uno, se dice que se cumple la propiedad de proporcionalidad u homogeneidad en la PPC. El hecho de que tanto el tipo de cambio nominal como los precios externos en dólares tengan el mismo coeficiente se le conoce como propiedad de simetría en la PPC. Se puede apreciar en la ecuación que debido a que la variable independiente es simplemente la suma del logaritmo del tipo de cambio nominal más el logaritmo natural de los precios externos en dólares, la propiedad de simetría ha sido impuesta en la especificación.

Debido a que se trata con series mensuales, se incluyeron 13 rezagos en la especificación del VAR⁵¹. A continuación se presentan los resultados de la prueba de cointegración por el método de Johansen:

⁴⁹ Para una revisión más completa de la justificación teórica del modelo consulte la Parte I en este trabajo.

⁵⁰ Estos modelos analizan el fenómeno inflacionario dentro del marco de cointegración y el mecanismo de corrección de error.

⁵¹ Vector Autoregresivo.

Tabla 4.3: Prueba de cointegración para la Paridad de Poder de Compra

Muestra (ajustada): 1974:03 2004:12 370 obs.
 Series: LNP LNSPEU
 Intervalo de rezagos (en primeras diferencias): 1 a 13

Prueba de Rango de Cointegración (Traza)

Hipótesis	Eigenvalor	Estadístico De Traza	Valor Crítico 0.05	Prob.
Ninguna *	0.043210	18.51284	15.49471	0.0170
Máximo 1	0.005846	2.169432	3.841466	0.1408

Hay una ecuación de cointegración al nivel de 0.05

* se rechaza la hipótesis al nivel de 0.05

Prueba de Rango de Cointegración (Razón de Verosímil LR)

Hipótesis	Eigenvalor	Razón de Verosímil LR	Valor crítico 0.05	Prob.
Ninguna *	0.043210	16.34341	14.26460	0.0231
Máximo 1	0.005846	2.169432	3.841466	0.1408

Hay una ecuación de cointegración al nivel de 0.05

* Se rechaza la hipótesis al nivel de 0.05

Coeficientes de Cointegración (normalizados por $b'S_{11}^{-1}b=I$):

LNP	LNSPEU
-12.43291	12.21101
1.476693	-1.095116

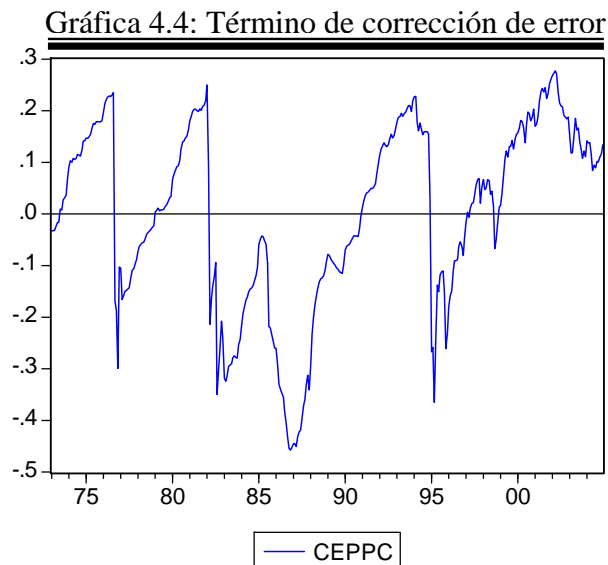
1 Ecuación de Cointegración (EC)

Coeficientes de Cointegración Normalizados, (error estándar), [estadístico t].

LNP	LNSPEU	C
1.000000	-0.982152	-0.075229
	(0.00722)	
	[-136.048]	

Tanto el estadístico de traza como el estadístico LR indican que hay un solo vector de cointegración al nivel de significancia del 5%, por lo que se concluye que las dos series comparten la misma tendencia estocástica. Como se puede observar, la significancia práctica de los coeficientes indica que la ecuación está muy cerca de la versión absoluta de la PPC. Una constante de cero implica un tipo de cambio real promedio igual que uno⁵², además el coeficiente del logaritmo natural de precios externos está muy cercano a uno también.

La ecuación de cointegración queda como $LNP = 0.08 + 0.98LNSPEU$ y coincide con los resultados obtenidos por Santaella (2002) y de manera casi perfecta con la estimación obtenida por el método de Engle-Granger en el Apéndice II (tabla A2.1). En seguida, se puede apreciar gráficamente el término de corrección de error, éste resulta de restar a la serie original su valor ajustado dado por la ecuación de cointegración. Cualquier valor distinto de cero tiene la interpretación de un desequilibrio en la relación de largo plazo.



⁵² La elección del año base en las series influye en el valor de la constante, en este caso se eligió el mismo año para ambas.

Como lo indica la fuerte correlación serial en los residuales y los amplios desequilibrios que tardan años en eliminarse, la relación de la PPC es de muy largo plazo. Este resultado coincide con los trabajos empíricos realizados para México y respalda la amplia evidencia internacional al respecto.

De acuerdo con Granger (1988), si dos variables están cointegradas debe haber causalidad en algún sentido o en ambos. A continuación se presentan los resultados de las pruebas de causalidad para los precios internos y para los precios externos expresados en pesos.

PRUEBAS DE CAUSALIDAD

La primera prueba consiste en averiguar si hay causalidad en el sentido de Granger de precios externos a precios internos. El número de rezagos se escogió con la ayuda del criterio de Schwarz, en este caso fueron 5. Como lo muestra la siguiente tabla, se haya evidencia de que los precios externos causan a la Granger a los precios internos ya que el estadístico F que prueba la significancia conjunta de los rezagos de los precios externos en primera diferencia $D(LNSPEU)$, supera el valor crítico a cualquier nivel de significancia.

Tabla 4.4: Prueba de causalidad de Granger

Los precios externos Granger causan a los precios $LNPEU \rightarrow LNP$		
	Estadístico	Valor-p
CE1	-0.0144	0.0061
F D(LNP)	45.0979	0.0000
F D(LNSPEU)	4.0440	0.0014

En la siguiente tabla se observa que no se encontró fuerte evidencia respecto a que los precios internos causan a la Granger a los precios externos. Este resultado es consistente con las características de una economía pequeña y abierta desde el punto de vista teórico.

Tabla 4.5: Prueba de causalidad de Granger

Los precios Granger causan a los precios externos $LNP \rightarrow LNSPEU$		
	Estadístico	Valor-p
CE2	-0.0406	0.0665
F D(LNP)	1.1807	0.1106
F D(LNSPEU)	7.2951	0.0000

La significancia estadística de los términos de corrección de error (CE1 y CE2) se debe a la cointegración de las variables. Las regresiones completas de la prueba pueden hallarse en el Apéndice I (tablas A1.2-5).

RELACIÓN DE EQUILIBRIO EN EL MERCADO LABORAL

De acuerdo con la curva de Phillips ampliada con expectativas y la ecuación de fijación de precios con un margen sobre costos implícita en la misma, esperaríamos que aumentos

en los salarios ajustados por la productividad se traduzcan en aumentos en los precios, y que la inflación pasada se transmita a la inflación salarial corriente. En concreto, esperaríamos que los precios y los salarios ajustados por la productividad estén cointegrados, y que la causalidad en el sentido de Granger sea en ambos sentidos.

Como sólo hay información disponible para México de productividad laboral desde 1990, se decidió utilizar la serie de costo medio del trabajo como medida salarial ajustada por productividad. A continuación se presenta la prueba de cointegración de Johansen para la ecuación salarial, se incluyeron 13 rezagos en el VAR al igual que en la ecuación de PPC. En este caso la ecuación de cointegración a estimar tiene la siguiente especificación⁵³:

$$LNWC = \hat{\alpha} + \hat{\beta}LNP$$

Tabla 4.6: Prueba de cointegración en el mercado laboral.

Muestra (ajustada): 1974:03 2004:12		370 obs.		
Series: LNWC LNP				
Intervalo de rezagos (en primeras diferencias): 1 a 13				
Prueba de Rango de Cointegración (Traza)				
Hipótesis	Eigenvalor	Estadístico	Valor Crítico	
No. de EC		De traza	0.05	Prob.
Ninguna *	0.047889	19.97928	15.49471	0.0098
Máximo 1	0.004912	1.821850	3.841466	0.1771

Hay una ecuación de cointegración al nivel de 0.05

* se rechaza la hipótesis al nivel de 0.05

⁵³ Se intentaron incorporar otras variables sugeridas por las teorías de negociación salarial, pero no cointegraron. La relación también se puede estimar con *LNP* como variable dependiente, en este caso los resultados del modelo son exactamente los mismos.

Prueba de Rango de Cointegración (Razón de Verosímil LR)

Hipótesis No. de EC	Eigenvalor	Razón de Verosímil LR	Valor Crítico 0.05	Prob.
Ninguna *	0.047889	18.15743	14.26460	0.0115
Máximo 1	0.004912	1.821850	3.841466	0.1771

Hay una ecuación de cointegración al nivel de 0.05

* Se rechaza la hipótesis al nivel de 0.05

Coefficientes de cointegración (normalizados por $b'S11*b=I$):

LNWC	LNP
-12.23957	11.75785
-1.754112	2.048103

1 Ecuación de Cointegración (EC)

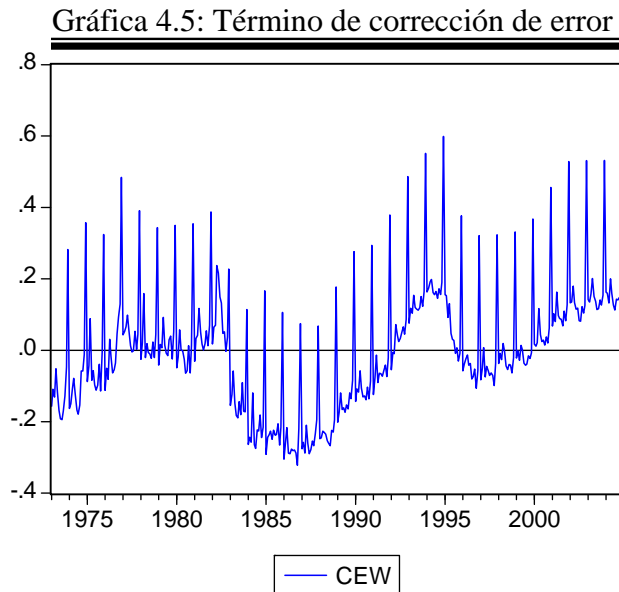
Coefficientes de Cointegración Normalizados, (error estándar), [estadístico t].

LNWC	LNP	C
1.000000	-0.960643 (0.00708) [-135.703]	4.501973

Tanto el estadístico de traza como el estadístico LR indican que hay un solo vector de cointegración al nivel de significancia del 5%. Como se puede observar, el hecho de que el coeficiente del logaritmo de precios esté cerca de uno, es consistente con una ecuación de fijación de precios con un margen sobre costos en la que un aumento proporcional en los salarios esta asociado con un aumento igualmente proporcional en los precios y viceversa, en el largo plazo. La ecuación de cointegración⁵⁴ queda como $LWC = -4.50 + 0.96LNP$ y coincide con la obtenida por el método de Egle-Granger en el Apéndice II (tabla A2.3).

⁵⁴ Si se toma LNP como variable dependiente la ecuación queda como $LNP = -4.6864 + 1.0409LNWC$

A continuación se muestra la representación gráfica de la serie del término de corrección de error obtenida restando el valor ajustado a la serie salarial:



Como se puede observar, la serie refleja el fuerte patrón estacional en los salarios, la fuerte autocorrelación sugiere que el ajuste es muy gradual. En seguida, se presentan las pruebas de causalidad.

PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER

La metodología es la misma que la seguida para la ecuación de PPC, sólo que en este caso se utilizaron 7 rezagos⁵⁵. Primero se probó si los salarios ajustados por la productividad causan a la Granger a los precios internos. Como se puede apreciar en la tabla 4.7, el estadístico F asociado a los rezagos de las primeras diferencias del costo

⁵⁵ La selección del número de rezagos se basó en el criterio de Akaike.

unitario de horas-hombre es significativo a cualquier nivel, lo que indica causalidad de Granger de salarios ajustados por productividad a precios internos.

Tabla 4.7: Prueba de causalidad de Granger

Los salarios Granger causan a los precios $LNWC \rightarrow LNP$		
	Estadístico	Valor-p
CE1	-0.0014	0.7679
F D(LNP)	74.9574	0.0000
F (LNWC)	6.9955	0.0000

En cuanto a la prueba de causalidad de Granger de precios internos a salarios ajustados por productividad, los resultados en la tabla 4.8 indican que si la hay ya que el estadístico F correspondiente es significativo a un nivel del 1%. Si las variables están cointegradas al menos un término de corrección de error (CE) debe ser significativo, en este caso resulta que solo el término de corrección de error de la regresión de salarios sobre precios es significativo (CE2).

Tabla 4.8: Prueba de causalidad de Granger

Los precios Granger causan a los salarios $LNP \rightarrow LWC$		
	Estadístico	Valor-p
CE2	-0.3370	0.0000
F D(LNP)	2.6973	0.0098
F D(LNWC)	9.3068	0.0000

Los resultados de las pruebas sugieren doble causalidad en el sentido de Granger ($LNWC \leftrightarrow LNP$). Las regresiones completas de la prueba se encuentran en el Apéndice

II (tabla A1.6-9), una explicación del procedimiento utilizado se puede consultar en la parte II en este trabajo.

Las pruebas apoyan la interpretación convencional de la ecuación de fijación de precios con un margen sobre costos laborales ajustados por la productividad. Podemos decir que las series en cuestión, comparten una tendencia estocástica y por tanto están cointegradas. La causalidad va tanto de precios a salarios como de salarios a precios.

RELACIÓN DE EQUILIBRIO EN EL MERCADO MONETARIO

Ya que la teoría cuantitativa se circunscribe al largo plazo, el marco ideal de análisis es el de cointegración. En este apartado se trata de estimar dicha relación con base en una estimación de la ecuación de velocidad del dinero.

Como se expuso en la primera parte de este trabajo, cuando hay equilibrio monetario la velocidad del dinero depende básicamente de la tasa de interés y del nivel de actividad económica. Para que se cumpla la dicotomía clásica y se experimente una clara relación entre la cantidad de dinero y el nivel de precios, necesariamente tendrá que ser estable la velocidad del dinero.

De acuerdo con Guerra de Luna y Torres (2001), en una economía donde hay inflación, los agentes obtienen rendimientos de la variación en los precios de sus activos físicos, además de los rendimientos sus activos financieros. Proponen que la velocidad del dinero depende positivamente tanto de la inflación como del tipo de interés. En cuanto al nivel

de actividad económica, argumentan que ésta no experimenta variaciones considerables en el corto plazo.

Dado que uno de los componentes de la tasa de interés es la inflación esperada, los autores antes mencionados, sólo estiman la velocidad del dinero con una sola variable. Una regresión con ambas resultaría en problemas por multicolinealidad. En el presente trabajo se escogió el tipo de interés de los CETES a 28 días como variable de costo de oportunidad por mantener dinero.

Se estimó una ecuación de cointegración consistente con la de la escuela de Cambridge especificada en logaritmos. Se escogió como variable dependiente, el logaritmo natural del agregado monetario M1. Como variables independientes, el logaritmo natural del tipo de interés de los CETES a 28 días como aproximación al logaritmo natural de la velocidad⁵⁶ y el logaritmo natural del nivel de precios multiplicado por el índice de actividad industrial⁵⁷. Esta última variable se eligió de esta manera, ya que el logaritmo del índice de actividad industrial es estacionario⁵⁸.

A continuación se presentan los resultados de la prueba de cointegración por el método de Johansen:

⁵⁶ La velocidad del dinero se debe especificar como una función de la tasa de interés para evitar estimar una identidad. Para no cometer un error de especificación en la ecuación de cointegración, se estimó primero una ecuación de velocidad. Los resultados obtenidos coincidieron con Guerra de Luna y Torres (2001) en el sentido de que la función resultó ser cóncava, por lo que no se incluyó utilizó el tipo de interés en nivel.

⁵⁷ Para una exposición sobre formas funcionales para la demanda por M1 consulte Otto, G. (1994).

⁵⁸ Las propiedades de series integradas garantizan que esta variable tenga el orden de integración de la variable no estacionaria utilizada en su construcción.

Tabla 4.9: Prueba de cointegración en el mercado monetario

Muestra (ajustada): 1986:04 2004:12 225 obs.
 Series: LNM1 LNPY LNI28
 Intervalo de rezagos (en primeras diferencias): 1 a 13

Prueba de Rango de Cointegración (Traza)

Hipótesis No. de EC	Eigenvalor	Estadístico De Traza	Valor Crítico 0.05	Prob.
Ninguna *	0.064176	31.51670	29.79707	0.0314
Máximo 1 *	0.043660	16.59291	15.49471	0.0341
Máximo 2 *	0.028685	6.548478	3.841466	0.0105

* Se rechaza la hipótesis al nivel de 0.05

Prueba de Rango de Cointegración (Razón de Verosímil LR)

Hipótesis No. of EC	Eigenvalor	Razón de Verosímil LR	Valor Crítico 0.05	Prob.
Ninguna	0.064176	14.92379	21.13162	0.2943
Máximo 1	0.043660	10.04443	14.26460	0.2090
Máximo 2 *	0.028685	6.548478	3.841466	0.0105

No hay cointegración al nivel de 0.05

* Se rechaza la hipótesis al nivel de 0.05 level

Tanto el estadístico de Traza como el estadístico LR sugieren que las series no están cointegradas. En el Apéndice II se presentan los resultados por el método de Engle Granger y se encuentra alguna evidencia de cointegración. Sin embargo, estos resultados sugieren que la relación es compleja y que los agregados monetarios no han sido una variable muy útil para pronosticar la inflación en el caso mexicano.

Este resultado explica porqué se han abandonado los agregados monetarios como instrumentos de política monetaria en varias partes del mundo, ya que para que sean un

buen instrumento deben de guardar una estrecha y estable relación con el nivel de precios. Los cambios en la velocidad del dinero, provocan cambios significativos en la relación que guarda el agregado monetario M1 con el nivel de precios.

Después de la crisis de balanza de pagos en 1994, no quedaba opción más que cambiar a un régimen cambiario flexible, debido al bajo nivel de reservas internacionales y la incertidumbre en los mercados financieros después del colapso. Se perseguiría el cambio institucional necesario y el reestablecimiento la credibilidad del Banco Central. Reducir la inflación sería el único objetivo de política monetaria, en otras palabras, esta política sustituiría al tipo de cambio como ancla nominal de la economía a partir de entonces.

Se pensó que al ser el tipo de cambio flexible, el Banco Central podría influenciar exitosamente las tasas de interés y el tipo de cambio, y a través de éstos, al nivel general de precios. Sin embargo un política monetaria basada exclusivamente en objetivos de agregados monetarios fracasó debido a la inestabilidad de la velocidad del dinero, a la imposibilidad de prevenir oportunamente depreciaciones súbitas en el tipo de cambio y porque el Banco Central no tiene suficiente control sobre la base monetaria en el corto plazo.

Ello llevó a que a mediados de 1995 se abandonara un esquema basado exclusivamente en agregados monetarios. Se estableció una política monetaria basada tanto en reglas sobre el agregado monetario como en la influencia discrecional sobre las tasas de interés. Para una exposición sobre la actual política monetaria en México consulte Carstens y Werner (1999).

De acuerdo con Ortiz (2002), en el proceso desinflacionario que ha experimentado la economía recientemente, se ha reducido la importancia atribuida anteriormente a los agregados monetarios como guía para las decisiones de política. Ahora se toman decisiones de política con base en el análisis de un conjunto de variables clave que inciden sobre el comportamiento inflacionario. Este trabajo de tesis arroja luz sobre la influencia que estas variables han tenido sobre la inflación.

La poca utilidad del agregado monetario en el análisis confirma los resultados de Garcés (1999), donde medidas de los agregados monetarios resultaron con los signos contrarios y no significativas. Por otro lado, el trabajo de Bailliu, Garcés, Kruger y Messmacher (2003) muestra que al comparar distintos modelos para la inflación en México, el modelo de brecha de dinero⁵⁹ no se desempeñó mejor que un simple modelo autorregresivo de orden uno. En el caso de Dinamarca, Juselius (1992) encuentra que el dinero parece tener un efecto en la inflación, pero marginal comparado con los otros efectos. Queda claro que un modelo basado exclusivamente en los agregados monetarios no es suficiente.

MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES (MCE)

A continuación se construye un modelo de corrección de errores a partir de la teoría, éste tiene la siguiente especificación:

⁵⁹ Modelo que incluye un término de corrección de error en la demanda de dinero, los autores utilizaron la inflación como variable dependiente y la inflación rezagada como variable independiente además del término de corrección de error.

$$D(LNP)_t = C + \beta_1 CEPPC_{t-1} + \beta_2 CEW_{t-1} + \sum_{i=1}^{12} \delta_i D(LNP)_{t-i} + \sum_{i=1}^{13} \lambda_i D(LNW)_{t-i} \\ + \sum_{i=1}^{13} \theta_i D(LNSPEU)_{t-i} + \sum_{i=1}^{13} \alpha_i D(LNAYC)_{t-i} + \omega BRECHA + \sum_{i=2}^{12} \gamma_i D_i$$

Donde D es el operador de primera diferencia, excepto para el caso de las variables estacionales D_i que tienen como categoría base el mes de enero. $CEPPC$ es el término de corrección de error que proviene de la Paridad de Poder de Compra, mientras que CEW es el término de corrección de error en el mercado laboral. La definición de las demás variables se encuentra en la primera parte de este apartado junto con las pruebas de raíz unitaria. Todas las variables utilizadas en este modelo de corrección de errores son estacionarias.

ESTIMACIÓN

Como una primera aproximación se estimó el modelo con los términos de corrección de error, un solo rezago para la inflación y con la tasa de cambio contemporánea para las demás variables además de la variable de brecha.

Tabla 4.10: MCE, primera aproximación

Variable Dependiente: D(LNP)				
Muestra (ajustada): 1982:02 2004:12				275 obs.
Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico-t	Prob.
C	0.025778	0.004101	6.286257	0.0000
CEPPC(-1)	-0.036611	0.004517	-8.104473	0.0000
CEW(-1)	0.008563	0.003646	2.348712	0.0196
D(LNP(-1))	0.482611	0.028779	16.76962	0.0000
D(LNSPEU)	0.060663	0.008157	7.437183	0.0000
D(LNWC)	0.049721	0.010357	4.800744	0.0000
D(LNAYC)	0.154809	0.008695	17.80539	0.0000
BRECHA	0.019887	0.007318	2.717522	0.0070
D2	-0.026146	0.004353	-6.006258	0.0000
D3	-0.022472	0.004320	-5.201418	0.0000
D4	-0.019927	0.004491	-4.436690	0.0000
D5	-0.020255	0.003921	-5.165894	0.0000
D6	-0.019527	0.004133	-4.724741	0.0000
D7	-0.019823	0.004227	-4.689414	0.0000
D8	-0.021187	0.004245	-4.990674	0.0000
D9	-0.022168	0.004422	-5.013142	0.0000
D10	-0.019900	0.004031	-4.937135	0.0000
D11	-0.021339	0.004632	-4.607208	0.0000
D12	-0.035624	0.007750	-4.596761	0.0000
R-cuadrada	0.951576	R-cuadrada Ajustada	0.948172	
E.E. de regression	0.005622	SRC	0.008091	
Log Verosímil	1044.433	Durbin-Watson	1.909676	

Se observa que los coeficientes de los términos de corrección de error, tienen los signos esperados. Para un término de corrección positivo en la PPC se puede interpretar que el nivel de precios está por encima de su relación de largo plazo, para retornar al equilibrio éste tendría que disminuir *ceteris paribus*, es por ello que el coeficiente es negativo. En cuanto a la relación en el mercado laboral, un término de corrección error positivo implica que el nivel de salarios está por encima de su nivel de largo plazo, para

reestablecer el equilibrio los precios tendrían que subir *ceteris paribus*, por lo que el coeficiente es positivo.

Todas las variables son significativas al nivel del 1%, excepto para el coeficiente del término de corrección de error del mercado laboral que es significativo a un nivel del 5%. El término más importante como determinante de la inflación en el corto plazo, es la inflación pasada, este resultado es consistente con Esquivel y Razo (2002) y Garcés (1999), los autores encuentran un coeficiente de 0.426 y 0.364 respectivamente.

Los coeficientes de las variables estacionales son todos negativos, lo que sugiere que la inflación es menor para cualquier mes con respecto a enero. No es de sorprender, ya que la mayoría de los contratos laborales y precios se revisan en ese mes. Otro resultado importante es que la velocidad de convergencia para la Paridad de Poder de Compra es mayor que la proveniente del mercado laboral, lo que concuerda con el aspecto gráfico de los términos de corrección de error. Finalmente se puede apreciar la importancia relativa que tienen los precios administrados y concertados en la inflación mensual, el signo positivo del coeficiente es esperable ya que aumentos en estos precios se transmitirán positivamente a la inflación.

Para evitar el problema cometer un error en la especificación⁶⁰, se estimó un modelo exhaustivo con trece rezagos para cada variable, menos para la brecha del producto. Después de probar la significancia conjunta de las variables estacionales, se fueron

⁶⁰ Data mining.

eliminando iterativamente los términos no significativos hasta llegar a la siguiente especificación parsimoniosa:

Tabla 4.11: MCE sin cambio estructural

Variable Dependiente: D(LNP)				
Muestra (ajustada): 1983:02 2004:12				263 obs.
Variable	Coeficiente	Error Est.	Estadístico-t	Prob.
C	0.015957	0.004174	3.823041	0.0002
CEPPC(-1)	-0.035476	0.004568	-7.765494	0.0000
CEW(-1)	0.020538	0.004959	4.141857	0.0000
D(LNP(-1))	0.554152	0.035142	15.76882	0.0000
D(LNSPEU)	0.053423	0.009113	5.862565	0.0000
D(LNWC)	0.047228	0.010438	4.524830	0.0000
D(LNAYC)	0.145133	0.009893	14.67039	0.0000
BRECHA	0.028847	0.007958	3.625082	0.0004
D2	-0.030054	0.005334	-5.634642	0.0000
D3	-0.019982	0.006095	-3.278604	0.0012
D4	-0.025911	0.006879	-3.766813	0.0002
D5	0.001709	0.006295	0.271540	0.7862
D6	-0.004346	0.005631	-0.771683	0.4411
D7	-0.013646	0.004269	-3.196490	0.0016
D8	-0.013571	0.004413	-3.075483	0.0024
D9	-0.008550	0.004532	-1.886318	0.0605
D10	-0.001083	0.005272	-0.205377	0.8375
D11	-0.022372	0.005482	-4.080852	0.0001
D12	-0.026551	0.007679	-3.457802	0.0006
D(LNP(-4))	-0.142752	0.044028	-3.242271	0.0014
D(LNP(-8))	0.084981	0.038152	2.227438	0.0269
D(LNP(-12))	0.170360	0.048522	3.511002	0.0005
D(LNP(-13))	-0.080986	0.034807	-2.326684	0.0209
D(LNWC(-2))	0.033149	0.010574	3.134875	0.0019
D(LNWC(-3))	0.040354	0.012525	3.221944	0.0015
D(LNWC(-4))	0.069026	0.012237	5.640559	0.0000
D(LNWC(-5))	0.027700	0.010166	2.724700	0.0069
D(LNWC(-10))	-0.022700	0.008794	-2.581157	0.0105
D(LNAYC(-2))	-0.021086	0.008935	-2.359970	0.0191
D(LNAYC(-4))	0.034047	0.011363	2.996182	0.0030
D(LNAYC(-8))	-0.023268	0.010931	-2.128708	0.0343
D(LNAYC(-9))	-0.038600	0.008477	-4.553348	0.0000
D(LNAYC(-12))	-0.038748	0.011501	-3.369200	0.0009
R-cuadrada	0.964620	R-cuadrada Ajustada	0.959698	

E.E. de regression	0.004665	SRC	0.005006
Log Verosímil	1056.132	Durbin-Watson	1.952693

El proceso detallado de eliminación, se puede consultar en el Apéndice III (tablas A3.1-4)⁶¹. Cabe señalar que mientras los términos asociados a la Paridad de Poder de Compra no cambiaron significativamente, el término de corrección de error del mercado laboral tuvo un drástico cambio al pasar de 0.0085 a 0.0205 debido al sesgo por omisión de variables. Todas las variables conservaron el signo esperado. Como lo indica el coeficiente de determinación, el ajuste es bastante bueno, además, la prueba LM⁶² de correlación serial no indicó correlación serial de orden superior (12).

En el Apéndice III y siguiendo la metodología de Engle-Granger, se incluyó un término de corrección de error proveniente del mercado monetario y los rezagos correspondientes del logaritmo natural del agregado monetario M1, pero no resultaron ser significativos conjuntamente. Este hecho no nos asegura que el agregado monetario no juegue un papel en la dinámica de la inflación.

Como lo sugiere la teoría, bien pudiera ser que el agregado monetario influya indirectamente en la inflación. Una alternativa sería que aumentos en la cantidad de dinero generen presiones de demanda al disminuir los tipos de interés, por lo que el efecto vendría a través de la brecha del producto.

⁶¹ Se puede apreciar lo robustos que son coeficientes ante la inclusión de rezagos ya que éstos se mantuvieron cercanos a sus valores en el modelo final al estimar el modelo exhaustivo.

⁶² *Lagrange Multiplier*. La prueba se puede consultar en el Apéndice IV (tabla A4.5).

El modelo es atractivo, en el sentido de que incorpora varias teorías de la determinación de la inflación. Éste se ajusta bastante bien a la curva de Phillips aumentada con expectativas, ello se constata por el coeficiente positivo de la variable *BRECHA* y la importancia de la inflación rezagada en la inflación mensual. En cuanto a la paridad de poder de compra, se puede observar en el tamaño de los coeficientes del término de corrección de error y del coeficiente de crecimiento en los precios externos, que es uno de los más importantes determinantes de la inflación para el caso mexicano.

La experiencia pasada muestra que nuestro país ha sido históricamente vulnerable a las fluctuaciones externas, el hecho de que nuestra economía se haya orientado hacia el comercio internacional y que el tipo de cambio nominal haya sido por un buen tiempo el ancla nominal de la economía, explica porqué el país ha sido especialmente sensible tanto a las expansiones y recesiones del exterior como a los flujos internacionales de capital.

La velocidad de ajuste para la Paridad de Poder de Compra es mayor que la encontrada en Razo y Esquivel (2002), estos autores encuentran un coeficiente de 0.017. Posiblemente la mayor velocidad de ajuste en este trabajo se deba a la inclusión de 4 años más de observaciones, en una economía que cada vez está más abierta y cuyo régimen cambiario es flexible.

El tipo de cambio influye significativamente en la inflación porque una parte importante de los insumos de producción son importados, además, los movimientos en el tipo de cambio han jugado un papel primordial en la formación de expectativas inflacionarias. Aunque no podemos generalizar en el tiempo, ya que el modelo ha experimentado un

importante cambio estructural en los parámetros a partir de la última crisis de balanza de pagos.

CAMBIO ESTRUCTURAL

El colapso del régimen cambiario que funcionó hasta 1994 trajo consigo fuertes costos para la economía en términos de empleo y nivel de vida. Después de diez años, los salarios reales a penas están llegando a sus niveles anteriores. Los logros que habíamos alcanzado se esfumaron súbitamente, y nuestra triste historia de descalabros se volvió a repetir. ¿Cómo cambió la dinámica inflacionaria a partir de entonces? ¿Fue un cambio permanente o transitorio? ¿Es nuestra economía igualmente vulnerable ante choques externos?

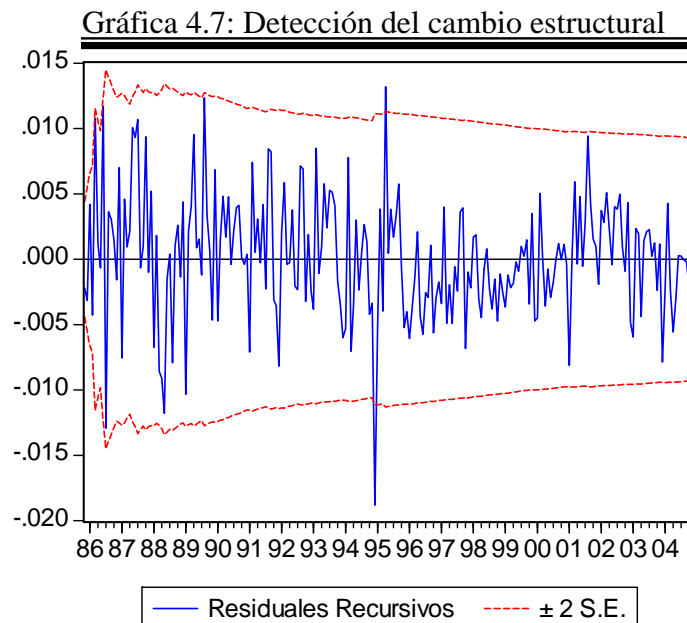
A continuación, se tratará de contestar a cada una de estas preguntas.

DIAGNÓSTICO

Para detectar el posible cambio estructural en el modelo se calculan los residuales recursivos, cualquier valor fuera de la banda de dos desviaciones estándar sugiere cambio estructural en los parámetros del modelo. En la parte II en este trabajo de tesis se describe detalladamente el proceso. Una vez que se detecta el punto de quiebre, se prosigue a estimar el posible cambio de pendiente para cada variable en el modelo, también se prueba el cambio de constante. Finalmente, los estimados recursivos de los parámetros confirman los resultados obtenidos, y nos permiten apreciar la estabilidad del modelo.

RESIDUALES RECURSIVOS

Como lo muestra la gráfica 4.7, se detecta un marcado cambio estructural en los parámetros del modelo en diciembre de 1994⁶³, cuando el país experimentó una crisis de balanza de pagos y como consecuencia, un cambio de régimen cambiario.



MODELO CON CAMBIO ESTRUCTURAL

Como se mencionó anteriormente, se probó un cambio de pendiente para cada variable y en la constante⁶⁴. Los estimados no significativos fueron eliminados de la ecuación para llegar al siguiente modelo:

⁶³ También se aplicó una prueba de Chow que confirma el resultado obtenido.

Tabla 4.12: MCE con cambio estructural

Variable Dependiente: D(LNP)				
Muestra (ajustada): 1983:02 2004:12				263 obs.
Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico-t	Prob.
C	0.015437	0.004043	3.818467	0.0002
CEPPC(-1)	-0.033247	0.004907	-6.775418	0.0000
CEW(-1)	0.022872	0.005067	4.514102	0.0000
D(LNP(-1))	0.515725	0.035398	14.56951	0.0000
D(LNSPEU)	0.125735	0.019185	6.553810	0.0000
D(LNSPEU)*CST	-0.093688	0.022082	-4.242663	0.0000
D(LNWC)	0.046740	0.010111	4.622609	0.0000
D(LNAYC)	0.130795	0.010219	12.79945	0.0000
D(LNAYC)*CST	0.047591	0.026573	1.790936	0.0746
BRECHA	0.026878	0.007886	3.408377	0.0008
D2	-0.026892	0.005261	-5.111374	0.0000
D3	-0.019981	0.005898	-3.388046	0.0008
D4	-0.026114	0.006664	-3.918895	0.0001
D5	0.000486	0.006094	0.079680	0.9366
D6	-0.003994	0.005453	-0.732419	0.4647
D7	-0.013732	0.004130	-3.325284	0.0010
D8	-0.013946	0.004269	-3.267099	0.0013
D9	-0.008617	0.004384	-1.965732	0.0505
D10	-0.001245	0.005098	-0.244156	0.8073
D11	-0.021897	0.005315	-4.120008	0.0001
D12	-0.026367	0.007425	-3.551317	0.0005
D(LNP(-4))	-0.115651	0.043049	-2.686514	0.0078
D(LNP(-8))	0.078235	0.036950	2.117351	0.0353
D(LNP(-12))	0.172436	0.046954	3.672444	0.0003
D(LNP(-13))	-0.078861	0.033661	-2.342825	0.0200
D(LNWC(-2))	0.027089	0.010372	2.611801	0.0096
D(LNWC(-3))	0.034892	0.012210	2.857754	0.0047
D(LNWC(-4))	0.064300	0.011950	5.380866	0.0000
D(LNWC(-5))	0.027244	0.009897	2.752841	0.0064
D(LNWC(-10))	-0.022353	0.008509	-2.626857	0.0092
D(LNAYC(-2))	-0.020281	0.008649	-2.344933	0.0199
D(LNAYC(-4))	0.029702	0.011044	2.689374	0.0077
D(LNAYC(-8))	-0.019618	0.010633	-1.844934	0.0663
D(LNAYC(-9))	-0.036118	0.008218	-4.395053	0.0000
D(LNAYC(-12))	-0.036746	0.011138	-3.299166	0.0011
R-cuadrada	0.967210	R-cuadrada Ajustada	0.962320	
E.E. de regresión	0.004511	SRC	0.004639	

⁶⁴ No se tomaron en cuenta los términos de corrección de error debido a que son relaciones de muy largo plazo.

Donde CST es una variable categórica que toma el valor de 1 a partir de diciembre de 1994 y cero de otra manera. Como se puede observar, los únicos parámetros que evidencian cambio estructural, son los de la tasa de crecimiento en los precios externos y en los precios administrados y concertados. En el primero, la magnitud del coeficiente disminuyó de manera importante después del cambio estructural, mientras que para el segundo se registró un aumento pero en menor magnitud.

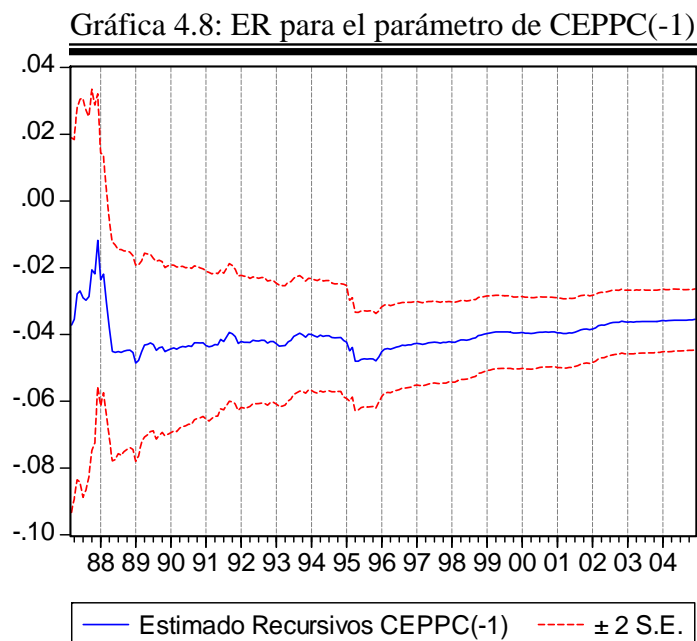
Desde mi punto de vista, el cambio en la dinámica inflacionaria está asociado al cambio de régimen cambiario, y por tanto en la manera en que los agentes forman sus expectativas inflacionarias. Anteriormente, como el tipo de cambio era fijo, los agentes percibían cada movimiento en éste como permanente. Además, los cambios que se registraban eran siempre unidireccionales, en el sentido de que el tipo de cambio se movía para depreciarse y aliviar las presiones en la balanza de pagos. Durante esos años incluso se llegó a utilizar el tipo de cambio como parte de la política anti-inflacionaria.

Una vez que se permitió que el tipo de cambio flotara, la volatilidad del mismo dificultó su predicción. Movimientos en el tipo de cambio por tanto, no tendrían el mismo impacto en las expectativas inflacionarias y en el movimiento de la balanza comercial. La formación de expectativas inflacionarias tendría que modificarse, de acuerdo con Messmacher y Werner (2002) el ancla que coordinaría las expectativas sería el compromiso del Banco Central por cumplir sus objetivos de inflación.

Las expectativas podrían describirse adecuadamente para el periodo antes de la crisis como adaptativas, los agentes podrían ajustar sus expectativas automáticamente ante cambios contemporáneos y pasados en el tipo de cambio. A partir del cambio estructural, y si el Banco Central ganaba credibilidad, los anuncios de política jugarían un papel determinante. Las expectativas tendrían que mirar hacia adelante.

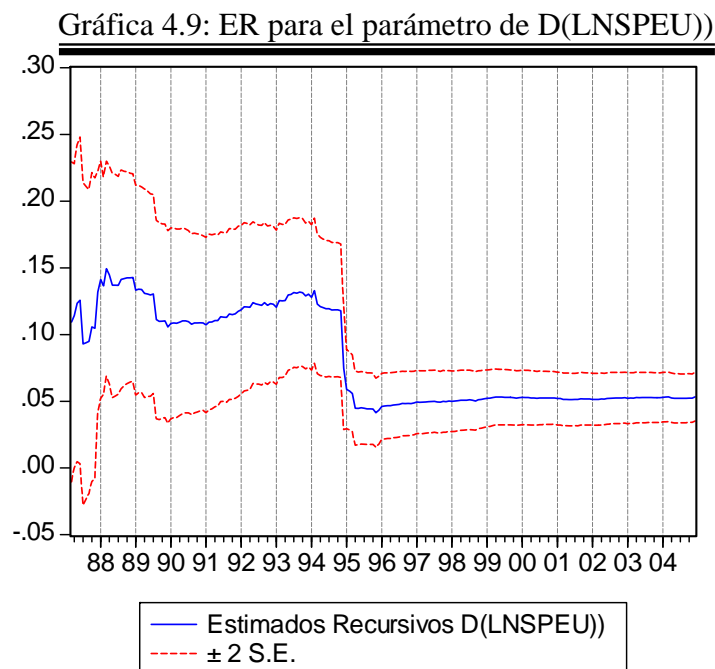
ESTIMADOS RECURSIVOS (ER)

A continuación, se presentan los estimados recursivos de la velocidad de ajuste de la PPC, de la tasa de crecimientos en los precios externos y en los precios administrados y concertados. Consulte el Apéndice IV para los demás estimados.



El estimado recursivo de la velocidad de ajuste ante desviaciones en la PPC sufrió un cambio importante entre 1995 y 1996, pero aparentemente fue transitorio. A partir de entonces se aprecia una ligera tendencia ascendente⁶⁵.

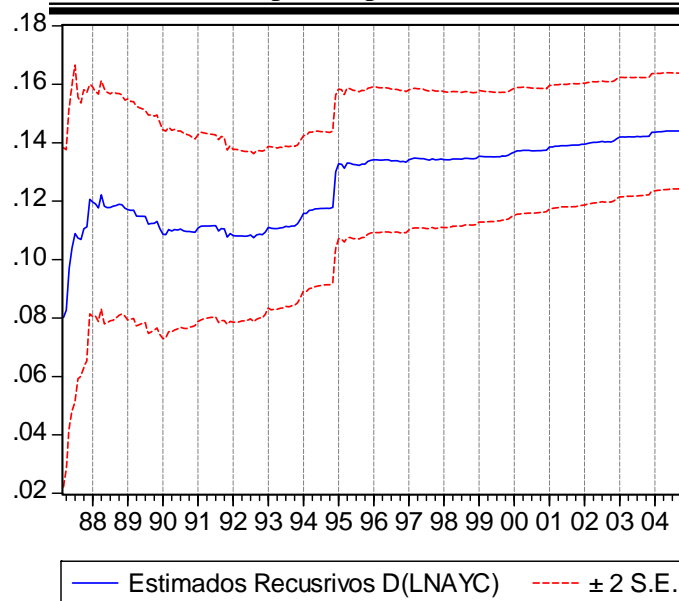
En cuanto a la tasa de depreciación, se puede observar en la gráfica 4.9 el marcado cambio estructural en el estimado recursivo del parámetro. Este cambio es más drástico que el ocurrido en los precios administrados y concertados (gráfico 4.10).



⁶⁵ Adicionalmente se probó un cambio de pendiente pero no resultó significativo.

El estimado recursivo del coeficiente del crecimiento en los precios administrados y concertados sugiere que las expectativas no sólo estarían ligadas a los anuncios de política del Banco Central, sino que, al aumentar la dificultad para distinguir los cambios aleatorios de los de media en el tipo de cambio, los agentes observarían de manera más cercana los precios administrados y concertados ya que presentan características parecidas al tipo de cambio fijo. En concreto, los movimientos prácticamente son unidireccionales y permanentes.

Gráfica 4.10: ER para el parámetro de D(LNAYC)

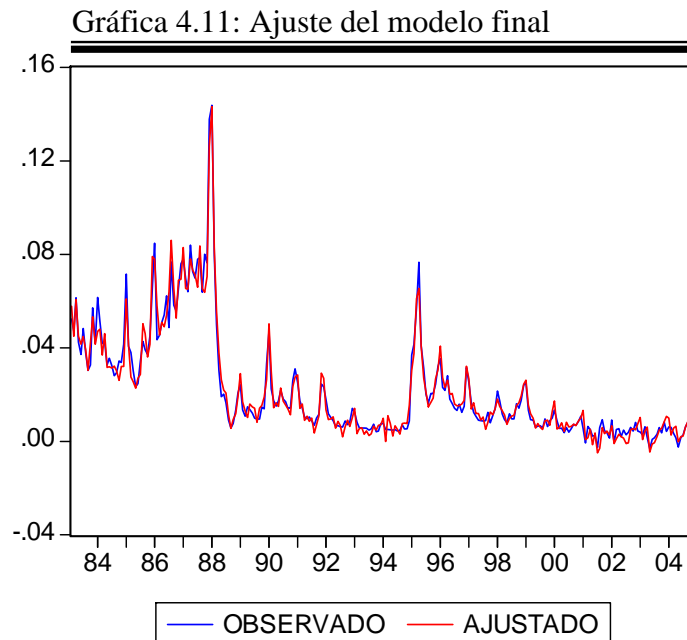


En lo que se refiere al cambio en el coeficiente del crecimiento en los precios externos, los resultados concuerdan con el trabajo de Santaella (2002). Éste encuentra que se ha

presentado un menor traspaso inflacionario del tipo de cambio⁶⁶ de 1996-2000 que de 1969-1995 tanto en el corto como en el mediano plazo.

La evidencia respecto al crecimiento en los precios administrados y concertados coincide con el trabajo de Gamboa (1997). Según este autor, actualmente los anuncios de aumentos en los precios administrados tienen un efecto mayor sobre los precios de los bienes libres que en el pasado. Esto ocurre porque los precios administrados afectan las expectativas de inflación.

AJUSTE



⁶⁶ Elasticidad del nivel de precios con respecto al tipo de cambio nominal.

Como se puede apreciar en la gráfica 4.11 el ajuste del modelo final es bastante bueno. Adicionalmente, tanto el criterio de Akaike como el de Schwarz indicaron que la especificación final era superior.