

AAN 8395

TESIS
E2000
R63

UNIVERSIDAD CATÓLICA ANDRÉS BELLO
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y SOCIALES
ESCUELA DE ECONOMÍA



LA INFLACIÓN EN VENEZUELA
PERÍODO 1.950 - 1.998

Prof. Ronald Balza
Marco Rodríguez

Gurifa

Caracas, junio 2.000

A mis padres

AGRADECIMIENTOS

A mi tutor, Ronald Balza, quien ha sido un buen amigo y una fuente de inspiración. Le doy gracias por la gran ayuda prestada, y por su paciencia.

A mi padre, Miguel Rodríguez, el hombre responsable de mi formación. Sin su ayuda, la realización de este trabajo no hubiera sido posible.

A Daniel Canónico y Joel Benítez, por su ayuda técnica, y sobre todo, por su amistad y solidaridad. Estoy seguro que seremos excelentes profesionales.

ÍNDICE

AGRADECIMIENTOS	1
INTRODUCCIÓN	2
<u>Capítulo</u>	<u>Página</u>
1. MARCO TEÓRICO: ALGUNAS TEORÍAS SOBRE INFLACIÓN	5
1.1. El Modelo IS-LM	5
1.2. Inflación esperada y cíclica. La Curva de Phillips	9
1.3. Completando el modelo	13
1.4. El Enfoque Monetario de la Balanza de Pagos	17
1.5. El Supuesto de Expectativas Racionales	20
2. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE MODELO IS-LM Y DEL ENFOQUE MONETARIO DE LA BALANZA DE PAGOS	23
2.1. Sobre la Cointegración y Estacionaridad de las series	23
2.2. Resultados para la Curva IS	26
2.3. El Modelo Harberger. La Curva LM	33
2.4. Resultados para la Curva de Phillips	36
2.5. Un Modelo de Ecuaciones Simultáneas	42
2.6. Resultados del Enfoque Monetario de la Balanza de Pagos	47
3. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES	55
<u>Apéndice</u>	<u>Página</u>
A. LOS DATOS ECONÓMICOS	58
B. AGREGADOS MONETARIOS Y FINANCIEROS	60
C. LOS DATOS DEL SECTOR EXTERNO	61
BIBLIOGRAFÍA	62

INTRODUCCION

Una característica de las economías latinoamericanas en los últimos veinte años, ha sido la presencia de tasas de inflación elevadas y persistentes. Los distintos programas de estabilización macroeconómica realizados en estos países, han tenido como elemento central la reducción permanente de la tasa de inflación. En Venezuela, a diferencia de otros países en Latinoamérica, no ha sido resuelto el problema de la inflación.

Desde comienzos de siglo, y hasta mediados de los años setenta, Venezuela presentaba una economía con un elevado crecimiento económico a tasas de inflación muy bajas. Sin embargo, en los últimos años, el comportamiento del producto y los precios ha sido mucho más volátil. El problema central de esta investigación es la explicación del nivel de precios en la economía. La inflación, creemos, es un fenómeno que tiene varias causas de corto y largo plazo. Venezuela es hoy de los países con mayor inflación en América Latina, a pesar de haber emprendido recientemente un agresivo programa anti-inflacionario, donde los saldos reales disminuyeron en casi veinte por ciento durante un año (1995). Esto lleva a pensar que no se tiene un buen entendimiento del fenómeno, y es necesario estudiar a fondo el problema antes de poder emprender un programa de estabilización a bajo costo.

En este trabajo, se pretende hacer uso de distintas propuestas de teoría económica para explicar el curso que ha seguido el nivel de precios a partir de la década de los cincuenta. Para lograr esto, haremos uso de dos modelos económicos altamente

agregados y bien conocidos en la literatura económica. El primero de ellos, el modelo IS-LM, nos dice que la inflación es fundamentalmente un problema monetario, y son las expansiones de la oferta de dinero la principal causa de inflación. Al introducir la curva de Phillips al modelo, se agregan algunos elementos importantes, ahora las políticas expansivas no son siempre inflacionarias, y también se introduce una importante variable de persistencia. El segundo, el Enfoque Monetario de la Balanza de Pagos, predice que en una economía pequeña con tipo de cambio fijo, con libre convertibilidad de la moneda y buena disponibilidad de importaciones, entre otras cosas, importa la inflación de sus socios comerciales, por la necesidad de mantener la paridad del poder adquisitivo. En este contexto, un aumento de los saldos reales por encima del nivel demandado produce principalmente una caída en las reservas internacionales con poco efecto sobre el producto.

Como veremos más adelante, ambos modelos se ajustan bien a los datos de la economía venezolana. Sin embargo, un modelo es superior al otro dependiendo del período escogido para su estimación. Esto no es contradictorio, ya que las características de la economía en Venezuela han cambiado considerablemente en los últimos años, y las suposiciones en las que se basan todos los modelos teóricos se ajustan de mejor manera a determinados períodos, con estados diferentes de la economía.

Los modelos escogidos no sólo explican los precios como un fenómeno aparte, más bien estos se determinan en conjunto con otras variables macroeconómicas importantes. La capacidad explicativa de estos modelos se comprueba cuando sus postulados principales se ajustan de buena manera a la economía.

En el primer capítulo, revisamos brevemente algunas teorías que ofrecen diferentes puntos de vista sobre los determinantes de los precios y otras variables. En esta parte encontramos los fundamentos teóricos que respaldan los modelos econométricos utilizados en la investigación empírica.

En el segundo capítulo estudiamos los resultados de las estimaciones. La mayor parte del trabajo empírico se llevó a cabo estimando ecuaciones en forma reducida. La estimación de grandes modelos de ecuaciones simultáneas resulta una tarea difícil, y es probable que las conclusiones obtenidas no sean válidas debido a los numerosos problemas estadísticos que pudieran presentarse en las estimaciones de este tipo. Sin embargo, cuando es necesario se hace una estimación simultánea para verificar la presencia de un problema de simultaneidad. En la primera parte se estudia la posibilidad de encontrar un problema de estacionaridad. En la segunda parte aparecen las regresiones de las ecuaciones del modelo IS-LM. Luego se hace una regresión simultánea, y se evalúa la validez de los resultados anteriores. Finalmente, aparecen los resultados del enfoque monetario.

En el tercer capítulo se encuentran las conclusiones. El estudio de la inflación en Venezuela resultó ser un tópico de gran interés, y fue un trabajo provechoso. Los resultados obtenidos permitieron esclarecer algunas causas importantes de inflación en nuestra economía. Las posibilidades de realizar estudios adicionales del fenómeno son muy numerosas, y estamos seguros de que será satisfactorio evaluar y probar otra gran cantidad de teorías que existen sobre la dinámica de los precios.

Capítulo 1

MARCO TEÓRICO: ALGUNAS TEORÍAS SOBRE INFLACIÓN

Para poder explicar el desarrollo de la inflación en Venezuela hemos utilizado un marco teórico que pretende abarcar dos de los planteamientos más importantes de la macroeconomía. El punto de partida será el modelo de equilibrio general IS-LM que es común encontrar en los textos de macroeconomía, luego estudiaremos el Enfoque Monetario de la Balanza de Pagos.

1.1. El Modelo IS-LM

El modelo IS-LM es el núcleo de la macroeconomía moderna a corto plazo¹. En general, en su forma más simple es una interpretación de la teoría de Keynes desarrollada durante la Gran Depresión. Sin embargo, ha sido expandido y modificado de varias maneras para poder explicar una mayor cantidad de fenómenos. La inclusión de la curva de Phillips y algunos supuestos relacionados con el comercio internacional son ampliaciones comunes del modelo.

Existen varias razones por las cuales se ha escogido el modelo IS-LM como foco central de esta investigación. Primero, es ampliamente utilizado en toda la literatura

¹ En este trabajo, corto plazo quiere decir que no ha transcurrido el tiempo suficiente para que las variables lleguen a su nivel de equilibrio, no se refiere al impacto inmediato de un shock.

económica. Segundo, es sencillo y fácil de manipular, sin embargo, tiene gran poder explicativo. Tercero, es altamente agregado y los datos que pudieran ser utilizados en su estimación son relativamente fáciles de obtener. Y por último, en el modelo el nivel de precios es determinado en conjunto con las principales variables macro, i.e, es un modelo de equilibrio general. En los trabajos sobre inflación se acostumbra a estudiar ésta como un fenómeno aparte. En esta investigación se pretende explicar a la inflación como producto de un conjunto de relaciones donde las principales variables de la economía son determinadas.

Para empezar a construir el modelo, consideremos el equilibrio en el mercado de bienes. La curva IS muestra las combinaciones de costo de oportunidad de dinero y niveles de producto para las cuales el mercado se encuentra en equilibrio, esto es, el gasto planeado es igual al ingreso. La identidad que representa la demanda agregada en una economía abierta es:

$$DA = C(Y, t) + I(i) + G + XN(Y, Y_f, R) \quad (1),$$

donde DA es la demanda agregada y C, I, G, XN son las funciones de consumo, inversión, gastos del gobierno y exportaciones netas respectivamente. Para simplificar haremos uso de funciones lineales. Ahora, considerando la condición de equilibrio en el mercado de bienes, esto es, el gasto planeado es igual al ingreso $DA = Y$, tenemos:

$$Y = A + c(1-t)Y - h_i - wY + zR \quad (2),$$

Y después de unas sencillas manipulaciones algebraicas:

$$Y(1 - c(1 - t) + w) = A - hi + zR \quad (3) \quad (1 - c(1 - t) + w) > 0.$$

Para completar el modelo, debemos estudiar el equilibrio en el mercado monetario. La curva LM muestra las combinaciones de costo de oportunidad del dinero y producto que cumplen con las condiciones de equilibrio.

La demanda de saldos reales aumenta con el nivel real de ingreso y disminuye con el costo de oportunidad del dinero. Los individuos utilizan el dinero para hacer compras, las cuales dependen del producto. Al mismo tiempo, el costo de oportunidad del dinero es la ganancia que se pierde por poseer dinero en lugar de otros activos. Luego, podemos expresar la demanda de saldos reales (L) como:

$$L = L(Y, i) \quad (4) \quad dL/dY > 0, dL/di < 0.$$

Donde Y e i son el producto real y el costo de oportunidad del dinero respectivamente.

Para obtener la curva LM, solo nos resta introducir la condición de equilibrio. La oferta monetaria, controlada (al menos en parte) por el Banco Central, debe ser igual a la demanda de saldos reales. Así tenemos:

$$M/P = L(Y, i) \quad (5)$$

Donde M es una variable exógena al modelo, determinada por la política monetaria del Banco Central. P representa el nivel de precios de la economía.

En esta investigación haremos uso de una ecuación de demanda de saldos tipo Cagan:

$$M = P Y^k e^{-hi} \quad (6) \quad k > 0, h > 0,$$

donde k y h son parámetros que reflejan la sensibilidad de la demanda de saldos reales a los niveles de producto y tasa de interés. Para explicar la inflación (en lugar del nivel de precios), es necesario manipular un poco la ecuación (6). Tomando logaritmos y diferenciando tenemos:

$$dM/M = dP/P + k dY/Y - h di \quad (7)$$

$$p = m - ky + h di \quad (8),$$

donde las letras en minúscula representan los cambios porcentuales de las variables en letra mayúscula (p , m , y). Es fácil ver que p representa la tasa de inflación, ya que es el cambio porcentual en el nivel de precios.

El modelo IS-LM está constituido por las ecuaciones (3) y (8), y agregando el supuesto clásico de pleno empleo, representa una teoría de determinación de precios: los

cambios en el nivel de precios son proporcionales a los cambios en la cantidad de dinero. En resumen, el modelo estudiado hasta ahora mantiene que las expansiones fiscales y monetarias son las causas principales de inflación bajo el supuesto de pleno empleo. Por lo tanto, una política inflacionaria debe estar enfocada en mantener la disciplina fiscal y monetaria.

1.2. Inflación esperada y cíclica. La Curva de Phillips

La curva de Phillips lleva su nombre gracias al economista británico A. W. Phillips. En su trabajo, Phillips observó una relación inversa entre la tasa de desempleo y la tasa de crecimiento de los salarios nominales². En poco tiempo, una versión modificada de la curva original de Phillips fue incorporada en un gran número de modelos macroeconómicos³.

La curva de Phillips puede verse como una forma diferente de expresar la oferta agregada. La oferta agregada a corto plazo muestra una relación positiva entre el nivel de precios y el producto. La curva de Phillips postula que la tasa de inflación depende de tres fuerzas: 1) Las expectativas sobre la inflación futura, 2) el desempleo cíclico (desviación de la tasa natural de desempleo), 3) los shocks de oferta:

$$p = p^e - \beta(u - u^n) + \xi \quad (9) \quad \beta > 0.$$

² A. W. Phillips, "The relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861-1957," *Economica* 25 (1958)

³ Esta versión modificada sustituye la tasa de crecimiento de salarios por la inflación.

La curva moderna de Phillips difiere del trabajo realizado por A. W. Phillips en tres formas. Primero, se sustituye la tasa de inflación de salarios por la tasa de inflación de precios. Muchos economistas argumentan que están estrechamente relacionadas y por lo tanto pueden usarse indistintamente. Segundo, la curva moderna de Phillips incluye la inflación esperada, la inclusión de esta variable se la debemos a los trabajos realizados por Phelps y Friedman⁴. Tercero, se incluye un término que representa los shocks de oferta.

El modelo IS-LM visto en el apartado anterior constituye una teoría de demanda agregada. Para que éste sea de utilidad, es necesario hacer suposiciones sobre lo que sucede con la oferta. Anteriormente utilizamos el supuesto clásico de pleno empleo. Como alternativa, podríamos introducir el supuesto keynesiano donde la economía se encuentra por debajo de su tasa natural de desempleo, con la incorporación de la curva de Phillips en realidad hemos relajado el supuesto clásico y propuesto un modelo de oferta agregada. Para ver esto con mayor claridad, comenzamos expresando una ecuación de oferta agregada a corto plazo:

$$P = P^e + (1/a)(Y - Y^N) \quad (10)$$

⁴ Milton Friedman, "The Role of Monetary Policy" *American Economic Review* 68 (1968)

donde Y^N es el producto de pleno empleo y a es un parámetro. Primero, sustraemos en ambos lados de la ecuación el logaritmo del nivel de precios en el período pasado P_{-1} :

$$(P - P_{-1}) = (P^e - P_{-1}) + (1/a)(Y - Y^N) \quad (11)$$

el término del lado izquierdo de la ecuación $(P - P_{-1})$, es la diferencia entre el nivel de precios actual con respecto al nivel de precios en el período anterior, esto es, la tasa de inflación. Igualmente, el primer término del lado derecho de la ecuación (P^e) es la inflación esperada⁵. Por lo tanto, podemos sustituir ambos términos:

$$p = p^e + (1/a)(Y - Y^N) \quad (12)$$

luego, hacemos uso de la conocida Ley de Okun que describe la relación entre el producto y el desempleo. Una versión de la Ley de Okun afirma que la desviación del producto de su nivel natural está inversamente relacionada con la desviación del desempleo de su tasa natural. Por consiguiente, podemos sustituir en la ecuación $(1/a)(Y - Y^N)$ por $\beta(u - u^n)$, $\beta > 0$:

⁵ esta afirmación no es matemáticamente precisa. La inflación es el cambio porcentual del nivel de precios. Para ser más precisos, se puede interpretar a P como el logaritmo del nivel de precios. Igualmente, P^e es el logaritmo del nivel de precios esperado.

$$p = p^e - \beta(u - u^n). \quad (13) \quad \beta > 0.$$

Finalmente, agregamos el término que representa los shocks de oferta, como un cambio en los precios del petróleo:

$$p = p^e - \beta(u - u^n) + \xi \quad (14)$$

que es la curva de Phillips. Con esto, hemos demostrado que al introducir la curva de Phillips en el modelo estamos proponiendo una forma para la oferta agregada⁶. Existen varias teorías que pueden producir una curva de oferta agregada a corto plazo igual a la ecuación (10). Entre ellas están los modelos de precios rígidos, los modelos de salarios rígidos y los modelos de información imperfecta⁷.

Las conclusiones obtenidas hasta ahora sobre la inflación se mantienen iguales una vez incorporada la curva de Phillips. Sin embargo, surgen algunas diferencias al relajar el supuesto de ingreso real exógeno y de pleno empleo. Primero, el ingreso real puede ser diferente a su nivel de pleno empleo, y solo aparece la inflación inducida por demanda cuando la economía se acerca a su máxima capacidad. Por lo tanto, las políticas fiscales y monetarias expansivas no son siempre inflacionarias: cuando hay

⁶ La curva de Phillips y la oferta agregada no son lo mismo, pero las conclusiones que podemos extraer de su implementación en nuestro modelo son iguales de acuerdo a las suposiciones sobre la oferta que estamos señalando.

⁷ Para una revisión de estas teorías ver Gregory Mankiw "Macroeconomics" Second Edition. *Worth Publishers* (1994).

poca actividad económica, las expansiones fiscales y monetarias producen un aumento del producto real. Segundo, aparece la inflación esperada, y ahora es posible que la inflación sea un fenómeno causado por las expectativas de los agentes u otros mecanismos de rigidez. Por último, introducimos un término que representa los efectos que tienen las perturbaciones en la oferta sobre los precios.

1.3. Completando el Modelo

Haciendo uso de las proposiciones expuestas en los dos apartados anteriores, podemos construir un modelo completo para la economía venezolana. Además de agregar una Curva de Phillips al modelo IS-LM, debemos establecer las relaciones entre los precios (inflación), tipo de cambio, y tasas de interés. El tipo de cambio real es el precio relativo de los bienes entre países, es igual al tipo de cambio nominal por la relación de niveles de precios nacional y extranjero:

$$e = R (P / P^*) \quad (15)$$

$$e = R - (\pi - \pi^*), \quad (16)$$

log-diferenciando la ecuación (15) obtenemos (16), la depreciación real es igual a la depreciación nominal menos la diferencia entre las tasas de inflación nacional y extranjera. Finalmente, establecemos la condición de paridad de intereses:

$$i - i^* = R. \quad (17)$$

Combinando (16) y (17), y luego sustituyendo por variación del tipo de cambio real esperado e inflación esperada obtenemos:

$$i - i^* = e^e + (\pi^e - \pi^{*e}). \quad (18)$$

La diferencia entre tasa de interés interna y externa debe ser igual a la depreciación real más la diferencia entre las tasas de inflación interna y externa. Hay que notar que la ecuación (18) supone que en la economía se cumple la paridad de intereses, que no es característico de las economías de alto riesgo con barreras cambiarias y poca movilidad de capitales. En el caso donde no se cumple la paridad de intereses, el modelo predice que la economía se va a comportar de manera similar a una economía cerrada. Por lo tanto, podemos esperar que la inflación de los socios comerciales tenga un efecto menor sobre la inflación interna en los años donde haya menor movilidad de capital. Mas adelante, en la investigación empírica, se utiliza la ecuación (18) para determinar el grado de movilidad de capital en Venezuela.

Ahora que hemos completado el modelo, estamos en capacidad de describir el desarrollo de la inflación en Venezuela. Con la intención de señalar el poder explicativo de estas proposiciones, podemos enumerar algunas causas posibles de inflación:

- 1) Las expansiones fiscales y monetarias: producen inflación inducida por demanda. El crecimiento de la base monetaria es a largo plazo la única causa importante de inflación. Los déficit fiscales, en gran parte financiados con expansiones monetarias, en Venezuela a través de las devaluaciones⁸, tienen también un impacto a corto plazo en los precios.
- 2) Las expectativas sobre inflación futura y otros mecanismos de persistencia (indexación): a corto plazo, la rigidez de precios y salarios, y los problemas de información generan la Curva de Phillips. La indexación, expectativas y otros mecanismos de persistencia aumentan los costos para reducir la inflación.
- 3) Shocks de Oferta: una subida en el precio del petróleo tiene efectos a corto plazo sobre el nivel de precios. Para la economía venezolana es difícil encontrar una variable o proxy satisfactoria que represente los shocks de oferta. Los precios del petróleo no son significativos en una regresión de la curva de Phillips con datos de Venezuela.
- 4) Una devaluación en la moneda: para mantener paridad en el poder adquisitivo, o para mantener el tipo de cambio real. La devaluación y la inflación usualmente

⁸ M. Rodríguez, "Inflation, the Balance of Payments, and Real Output in Venezuela", *Yale University*, (1983).

vienen acompañadas. Igualmente, la devaluación aumenta la oferta monetaria.

Habría que determinar la causalidad de estas variables.

Estas causas de inflación que hemos mencionado pueden ser estudiadas combinando todas las proposiciones hasta ahora expuestas. El modelo propuesto contiene tres ecuaciones: una ecuación de demanda agregada, una que describe el mercado monetario, y una Curva de Phillips.

$$Y(1 - \alpha(1 - t) + w) = A - hi + zR \quad (3) \quad (1 - \alpha(1 - t) + w) > 0$$

$$M = P Y^k e^{-hi} \quad (6) \quad k > 0, h > 0$$

$$\pi = \pi^e - \beta(u - u^n) + \xi \quad (9) \quad \beta > 0$$

$$i - i^* = R = e + (\pi - \pi^*). \quad (18)$$

El modelo compuesto por las ecuaciones (3), (6), (9) y (18) constituye el foco central de esta investigación. La ecuación (18) es mas bien una restricción, que no se cumple en el caso donde no hay paridad de intereses. El grado de movilidad de capitales es crucial en el enfoque abierto del modelo. Mas adelante veremos que en Venezuela, al menos en los últimos años, no ha existido una buena movilidad de capitales.

1.4. El Enfoque Monetario de la Balanza de Pagos

El Enfoque Monetario de la Balanza de Pagos tiene su origen en el análisis del patrón oro efectuado por David Hume durante el siglo XVIII. El modelo presentado en este apartado fue desarrollado por dos escuelas distintas. Primero, por el Fondo Monetario Internacional asociado con los trabajos de J. Polak y otros. Luego, fue popularizado por los trabajos de Mundell y Johnson en la Universidad de Chicago.

El enfoque monetario puede ser visto como un conjunto de proposiciones teóricas destinadas a explicar la balanza de pagos de las economías abiertas en el largo plazo. Algunos supuestos son necesarios para que el modelo funcione. Primero, el país debe ser pequeño, sin poder sobre el nivel de precios mundial. Segundo, debe tener una demanda estable por dinero doméstico. Finalmente, se debe cumplir la Paridad del Poder Adquisitivo, esto es, la inflación doméstica es determinada por la inflación mundial en el largo plazo.

Para comenzar, debemos expresar la identidad revelada por el balance del sistema bancario consolidado:

$$M = R + D, \quad (25)$$

esta identidad establece que la oferta monetaria debe ser igual al total de crédito doméstico (D) más las tenencias netas de activos externos (R). Ahora asumimos equilibrio en el mercado monetario:

$$dM^d = dM \quad (26)$$

y tomando primeras diferencias obtenemos:

$$dR = dM^d - dD \quad (27)$$

De esta ecuación sencilla podemos obtener una de las conclusiones básicas del enfoque monetario: en una economía abierta con tipo de cambio fijo, los incrementos del crédito doméstico por encima de la demanda de dinero traerá como consecuencia un deterioro de la balanza de pagos que obligará a una disminución de reservas internacionales en la misma proporción. Dividiendo la ecuación (9) por M:

$$r = m - d \quad (28)$$

donde $r = dR/M$, $m = dM/M$ y $d = dD/M$.

Asumiendo una demanda de dinero convencional de la forma:

$$M^d = P Y^a e^{-bi} \quad (29)$$

donde P, Y, e i son el nivel de precios, ingreso real y tasa de interés nominal respectivamente. Ahora tomando logaritmos y primeras diferencias:

$$m = p + a y - b di \quad (30)$$

donde $p = dP/P$, $y = dY/Y$. Ahora introducimos el supuesto de pleno empleo y la PPA:

$$p = e + p^* \quad (31)$$

donde $e = dE/E$, y E es el tipo de cambio nominal.

Sustituyendo las ecuaciones (12) y (13) en la ecuación (10) obtenemos:

$$r - e = -d + p^* + a Y - b di \quad (32)$$

La ecuación (14) puede ser utilizada para medir el impacto que tienen las variaciones en el crédito doméstico sobre las reservas internacionales y el tipo de cambio. Si el tipo de cambio es fijo, el incremento del crédito doméstico por encima de la tasa de inflación mundial producirá una disminución de las reservas internacionales en igual proporción.

Es improbable que las predicciones del modelo se cumplan en el corto plazo. La existencia de un mercado de bienes no transables, y movilidad imperfecta de capitales hacen violar los supuestos del modelo. Sin embargo, a largo plazo, las fuerzas del mercado van a favorecer el enfoque monetario. Con relación a la inflación, el enfoque monetario requiere que se cumpla la paridad del poder adquisitivo. Si el tipo de cambio

es fijo, la inflación de Venezuela y la de sus socios comerciales deben ser parecidas, la política monetaria solo produce un aumento o disminución de las reservas internacionales en el largo plazo. Por otro lado, si el tipo de cambio es flotante, la inflación interna y externa pueden ser diferentes, siempre que el tipo de cambio esté fluctuando para mantener la paridad.

1.5. El supuesto de Expectativas Racionales

La hipótesis básica de racionalidad para la formación de expectativas fue introducida por primera vez por John Muth en 1.961⁹, sin embargo, sus implicaciones para la macroeconomía moderna fueron presentadas en los años 70 en los trabajos de Robert Lucas, y luego por Thomas Sargent y otros¹⁰. La conclusión principal del análisis es que sólo los cambios no anticipados en el nivel de precios tienen efecto sobre el producto real y el empleo. Estas desviaciones del nivel de precios de su valor esperado pueden ser temporalmente percibidos por los productores como cambios en el precio relativo en sus mercados individuales, por lo tanto, van a incrementar la oferta de su producto y su demanda de trabajo. Por otro lado, los cambios perfectamente anticipados en el nivel de precios no tendrán ningún efecto sobre las variables reales de la economía, ni siquiera en el corto plazo. Estas proposiciones dependen crucialmente para una

⁹ J. F. Muth, "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica* (1961)

¹⁰ R. Lucas, "Expectations and the Neutrality of Money" *Journal of economic Theory* (1972) T. Sargent, "Rational Expectations, the Real Rate of Interest, and the Natural Rate of Unemployment", *Brookings Papers of Economic Activity* (1973).

economía cerrada de la hipótesis de racionalidad y del supuesto de precios flexibles, de manera que los mercados siempre se vacíen.

Otras implicaciones diferentes se obtienen combinando la hipótesis de expectativas racionales con una teoría de determinación de salarios, donde éstos se fijan en contratos que se renuevan en periodos de tiempo algo rígidos, digamos, dos veces al año. En estas circunstancias, los cambios anticipados y no anticipados de las variables nominales producen efectos en el producto real y el empleo a corto plazo. Estas ideas pertenecen a la literatura de los nuevos keynesianos, donde Fisher, Phelps y Taylor son pioneros¹¹.

Las expectativas racionales se han convertido en la hipótesis más usada para la formación de expectativas en la macroeconomía moderna. Cuando los individuos tienen expectativas racionales sobre las variables económicas, se asume que ellos predicen esas variables (precios, cantidad de dinero, etc.) de manera eficiente, sujetos a la información limitada que poseen en cualquier período de tiempo. En términos más precisos, una expectativa es racional cuando el valor esperado de una variable dada es igual a la esperanza matemática condicional basada en toda la información disponible provista por la teoría relevante, y sobre los valores de todas las variables relevantes que se tengan a mano.

¹¹ S. Fisher, "Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy* (1977)
E. Phelps y J. Taylor, "Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations", *Journal of Political Economy* (1977)

Las expectativas racionales son ahora dominantes porque parece ser una hipótesis natural para ser usada en el análisis neoclásico, comparado con otros procedimientos alternativos. La idea principal de la hipótesis es que los agentes económicos se comportan queriendo utilizar toda la información disponible, para hacer predicciones que van a tener una importancia crucial en su bienestar económico. Por otro lado, incurrir en errores sistemáticos no parece ser la mejor forma de caracterizar individuos que desean maximizar su bienestar, que es lo que se obtiene asumiendo otros mecanismos de formación de expectativas, adaptativas u otras. El problema con el supuesto de expectativas racionales es que es difícil de aplicar en los modelos. Hay que determinar qué información relevante para el modelo es la que está disponible para el fácil uso de los agentes, y esto puede ser una tarea compleja. En las estimaciones que presentaremos posteriormente, se utilizan expectativas racionales y adaptativas.

Capítulo 2

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO IS-LM Y DEL ENFOQUE MONETARIO DE LA BALANZA DE PAGOS

En este capítulo se encuentran los resultados de la investigación empírica. Los datos utilizados en las estimaciones aparecen en el apéndice. El procedimiento estadístico que utilizamos con mayor frecuencia es el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Los posibles problemas econométricos que puedan resultar de la aplicación de este método son estudiados detalladamente en los siguientes apartados.

2.1. Sobre la Cointegración y Estacionaridad de las Series

Un problema importante presente en la estimación de modelos que tienen como variables series de tiempo es la posibilidad de obtener regresiones espúreas. Esto sucede cuando existen fuertes tendencias en las variables, y la aparente relación entre ellas que podemos observar por la obtención de un R^2 elevado no es legítima. Este problema es frecuente si se trabaja con series no estacionarias. Por esto, es necesario determinar si existe evidencia de series no estacionarias en nuestras estimaciones. En caso encontrar raíces unitarias en nuestras series (esto es, evidencia de no estacionaridad), debemos ver si estas cointegran, de otra manera, es posible que las regresiones sean espúreas.

En las tablas 1-3 se muestran las series utilizadas en nuestras regresiones que son estacionarias de acuerdo al test Dickey-Fuller aumentado. Para el resto de las variables

TABLA 1: estacionaridad de la serie variación de M1

ADF Test Statistic	-3.097131	1% Critical Value*	-3.5778
		5% Critical Value	-2.9256
		10% Critical Value	-2.6005

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

LS // Dependent Variable is D(VM1)

Date: 06/30/00 Time: 15:12

Sample(adjusted): 1953 1998

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VM1(-1)	-0.561189	0.181196	-3.097131	0.0034
D(VM1(-1))	-0.220558	0.163271	-1.350874	0.1838
C	0.119789	0.051778	2.313494	0.0255
R-squared	0.380176	Mean dependent var		-0.002052
Adjusted R-squared	0.351347	S.D. dependent var		0.309622
S.E. of regression	0.249367	Akaike info criterion		-2.714669
Sum squared resid	2.673899	Schwarz criterion		-2.59541
Log likelihood	0.166218	F-statistic		13.18725
Durbin-Watson stat	2.085542	Prob(F-statistic)		0.000034

TABLA 2: estacionaridad de la serie variación del PIB

ADF Test Statistic	-3.263401	1% Critical Value*	-3.5778
		5% Critical Value	-2.9256
		10% Critical Value	-2.6005

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

LS // Dependent Variable is D(VPIB)

Date: 06/30/00 Time: 15:14

Sample(adjusted): 1953 1998

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VPIB(-1)	-0.552325	0.169248	-3.263401	0.0022
D(VPIB(-1))	-0.166515	0.148663	-1.120082	0.2689
C	0.022245	0.009592	2.319029	0.0252
R-squared	0.343774	Mean dependent var		-0.001607
Adjusted R-squared	0.313252	S.D. dependent var		0.04933
S.E. of regression	0.04088	Akaike info criterion		-6.331238
Sum squared resid	0.07186	Schwarz criterion		-6.211978
Log likelihood	83.34729	F-statistic		11.26311
Durbin-Watson stat	1.985976	Prob(F-statistic)		0.000117

TABLA 3: estacionaridad de la serie di

ADF Test Statistic	-4.727891	1% Critical Value*	-3.5778
		5% Critical Value	-2.9256
		10% Critical Value	-2.6005

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

TABLA 4: cointegración de las variables 1

Date: 06/30/00 Time: 15:20
 Sample: 1950 1998
 Included observations: 47
 Test assumption: Linear deterministic trend in the data
 Series: PIB TCR1 INT1
 Lags interval: 1 to 1

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.493894	42.88071	29.68	35.65	None **
0.175473	10.87325	15.41	20.04	At most 1
0.037672	1.804786	3.76	6.65	At most 2

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
 L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

PIB	TCR1	INT1
8.35E-07	-0.160793	0.018565
1.64E-06	-0.054136	-0.012057
7.84E-07	0.000665	0.002324

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

PIB	TCR1	INT1	C
1	-192516.4	22228.14	460685.6
	-53361.5	-8970.42	

Log likelihood -695.7288

Normalized Cointegrating Coefficients: 2 Cointegrating Equation(s)

PIB	TCR1	INT1	C
1	0	-13506.37	-138388.4
		-3079.73	
0	1	-0.185618	-3.111807
		-0.02142	

Log likelihood -691.1946

se encontró evidencia de no-estacionaridad según esta prueba. Las series estacionarias son las mismas que serán utilizadas en la estimación de la ecuación (6), en el apartado 2.3, el componente LM del modelo. Ahora es necesario determinar si las series usadas en las regresiones de las ecuaciones (5) y (7) cointegran, en los siguientes apartados. Los resultados del test de cointegración de Johansen aparecen en las tablas 4 y 5. En ambos casos la hipótesis de no cointegración es rechazada en las variables que resultaron ser significativas en las estimaciones anteriores. Por lo tanto, no hay evidencia de que las regresiones sean espúreas y las conclusiones que hemos obtenido continúan siendo válidas.

2.2. Resultados para la Curva IS

Con el fin de explicar el comportamiento de la economía venezolana, se hará uso de los fundamentos teóricos expuestos anteriormente para construir un modelo que pueda ser estimado utilizando datos reales de la economía.

Comenzaremos escribiendo de nuevo la función IS:

$$Y = A + c(1-t)Y - hi - wY + zR \quad (1)$$

$$Y(1 - c(1 - t) + w) = A - hi + zR \quad (2) \quad (1 - c(1 - t) + w) > 0.$$

TABLA 5: cointegración de las variables 2

Date: 06/30/00 Time: 15:25

Sample: 1950 1998

Included observations: 44

Test assumption: Linear deterministic trend in the data

Series: INF INFF PIBYN

Lags interval: 1 to 2

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.557788	41.09048	29.68	35.65	None **
0.092803	5.187969	15.41	20.04	At most 1
0.020304	0.902559	3.76	6.65	At most 2

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

INF	INFF	PIBYN
2.584291	-2.282864	2.21E-06
-0.184779	0.8308	1.67E-06
0.417606	0.239747	-2.29E-06

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

INF	INFF	PIBYN	C
1	-0.883362	8.57E-07	-0.088193
	-0.04692	-1.70E-07	

Log likelihood -358.5032

Normalized Cointegrating Coefficients: 2 Cointegrating Equation(s)

INF	INFF	PIBYN	C
1	0	3.27E-06	-0.447358
		-2.70E-06	
0	1	2.73E-06	-0.406589
		-3.00E-06	

Log likelihood -356.3605

La ecuación (2) muestra el producto real en función de la tasa de interés ($dY/di > 0$) y del tipo de cambio real ($dY/dR < 0$). Si dividimos ambos lados de la ecuación entre el término constante $(1 - c(1 - t) + w)$, los coeficientes conservan el mismo signo. Ahora colocando en forma estocástica:

$$Y_t = a_0 + a_1 i_t + a_2 R_t + a_3 R_{t-1} + u_t \quad (3),$$

la única diferencia con la ecuación (2) es la inclusión de un rezago del tipo de cambio real, asumiendo que le tomará más de un período afectar el producto. Se espera que los signos de todos los coeficientes sean positivos, excepto $a_1 < 0$.

Las proxy utilizadas en la estimación fueron para Y el producto interno bruto a precios corrientes del año 1984 (PIB), para i la tasa promedio de las operaciones activas de la banca comercial¹² (menos inflación IA-INF, esto es, tasa de interés real), para R el tipo de cambio promedio ponderado por la relación de niveles de precios de Venezuela y Estados Unidos (TCR1)¹³. La regresión se llevo a cabo utilizando datos anuales del período 1950-1998.

¹² En los primeros años del período no existen datos para la tasa de interés (activa o pasiva) en Venezuela. Se aproximó usando la tasa de interés de los E.U.A., durante estos años hubo libre movilidad de capitales en Venezuela.

¹³ Los Estados Unidos son el primer socio comercial de Venezuela.

Los resultados de la estimación (MCO) aparecen en la tabla 6. El único término estadísticamente significativo es el tipo de cambio real rezagado. El coeficiente del interés presenta el signo incorrecto y no es significativamente diferente de cero, al igual que el resto de los coeficientes. A pesar de haberse obtenido un R2 relativamente alto, si observamos el valor del estadístico d Durbin/Watson, existe evidencia de una fuerte correlación serial en los residuos, que junto con el poco poder explicativo de la mayoría de las variables, hace inválidos los resultados de la regresión.

El comportamiento cíclico del producto en Venezuela puede explicar la autocorrelación y los resultados poco satisfactorios obtenidos en la estimación. Es probable que un modelo autorregresivo produzca resultados superiores. De facto, si tomamos en cuenta que el producto es en verdad una función del tipo de interés esperado, podemos construir un modelo dinámico con expectativas que describa de mejor manera la realidad venezolana.

Si suponemos que los agentes se comportan de acuerdo al supuesto de expectativas adaptativas, podemos escribir el tipo de interés esperado como:

$$i_t^e = a i_t + (1 - a) i_{t-1}^e \quad (4) \quad 0 < a < 1,$$

y después de rezagar la ecuación (2) un período y sustituyendo en (4), obtenemos una ecuación igual a (3), excepto por la inclusión de un nuevo término Y_{t-1} :

$$Y_t = a_0 + a_1 i_t + a_2 R_t + a_3 R_{t-1} + a_4 Y_{t-1} + w_t \quad (5).$$

TABLA 6: resultados de (3). Curva IS

LS // Dependent Variable is PIB
 Date: 06/30/00 Time: 13:38
 Sample(adjusted): 1951 1998
 Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	44081.6742	37923.3585	1.16238846	0.25134384
IA-INF	2175.45186	1454.34252	1.49583185	0.14183626
TCR1	8002.62145	12821.2948	0.6241664	0.53574132
TCR1(-1)	37833.6883	13544.5952	2.79326828	0.00769648
R-squared	0.74182419	Mean dependent var		345936.276
Adjusted R-squared	0.72422129	S.D. dependent var		157781.367
S.E. of regression	82858.3119	Akaike info criterion		22.72943
Sum squared resid	3.0208E+11	Schwarz criterion		22.8853634
Log likelihood	-609.615367	F-statistic		42.1421666
Durbin-Watson stat	0.20974329	Prob(F-statistic)		5.39E-13

TABLA 7: resultados de (5). Curva IS

LS // Dependent Variable is PIB
 Date: 06/30/00 Time: 13:46
 Sample(adjusted): 1951 1998
 Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1190.20259	5270.50085	-0.22582343	0.82240869
IA-INF	-663.401662	207.452877	-3.19784268	0.00259848
TCR1	-5912.90414	1776.93293	-3.32758994	0.00180205
TCR1(-1)	12191.7299	1927.39719	6.32548906	1.23E-07
PIB(-1)	0.95887234	0.01994968	48.0645583	5.19E-39
R-squared	0.99528236	Mean dependent var		345936.276
Adjusted R-squared	0.99484351	S.D. dependent var		157781.367
S.E. of regression	11330.0763	Akaike info criterion		18.7687646
Sum squared resid	5519937085	Schwarz criterion		18.9636814
Log likelihood	-513.559399	F-statistic		2267.93148
Durbin-Watson stat	1.63814891	Prob(F-statistic)		0

Los signos esperados de los coeficientes permanecen iguales a la ecuación anterior, el signo esperado de $a_4 > 0$.

Los resultados obtenidos de la regresión (MCO) aparecen en la tabla 7. Todos los coeficientes exceptuando el término constante son estadísticamente significativos. El signo del tipo del cambio real sugiere que la economía tarda más de un período en afectar positivamente el producto, sin embargo, el efecto total incluyendo el tipo de cambio real rezagado es positivo. Ambos rezagos (PIB y TCR1) presentan una alta significancia en la regresión. El estadístico d ya no puede ser utilizado para probar la presencia de correlación serial en los residuos, sin embargo, la hipótesis de autocorrelación es rechazada utilizando el test LM. Los resultados aparecen en la tabla 8.

La regresión obtenida apoya de buena manera la teoría, el producto en Venezuela es afectado por el tipo de cambio real a través del aumento o disminución de las exportaciones netas y por el tipo de interés a través de su efecto en la inversión. Sin embargo, esta estimación es sensible al lapso de tiempo escogido y debe ser interpretada con cuidado. En la primera mitad del período (1950-1975), el tipo de cambio real varía muy poco, y los resultados de la estimación son diferentes dependiendo de la muestra escogida¹⁴.

¹⁴ Cuando la ecuación se regresa en el período 1950-1980, el coeficiente del tipo de cambio real pierde significancia, debido a que varía muy poco en este período.

TABLA 8: prueba de correlación serial de la estimación de (5)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.06816218	Probability	0.35300818
Obs*R-squared	2.37719765	Probability	0.30464783

Test Equation:

LS // Dependent Variable is RESID

Date: 06/30/00 Time: 14:07

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	810.954446	5313.25845	0.15262846	0.87943995
IA-INF	37.9977288	209.608068	0.1812799	0.8570411
TCR1	-539.216173	1888.40414	-0.28554066	0.7766676
TCR1(-1)	297.598743	1941.7335	0.15326446	0.87894158
PIB(-1)	0.00020072	0.02037299	0.00985214	0.99218704
RESID(-1)	0.2060884	0.15608292	1.32037765	0.19403277
RESID(-2)	-0.14470268	0.16877067	-0.85739231	0.3962123
R-squared	0.04952495	Mean dependent var		-5.92E-11
Adjusted R-squared	-0.08956896	S.D. dependent var		10837.2261
S.E. of regression	11312.1589	Akaike info criterion		18.8013046
Sum squared resid	5246562471	Schwarz criterion		19.0741881
Log likelihood	-512.340358	F-statistic		0.35605406
Durbin-Watson stat	2.04087869	Prob(F-statistic)		0.9022112

La variable que representa el producto en el período pasado demostró ser altamente significativa. Sin embargo, no se puede concluir que fue precisamente la inclusión de expectativas en el modelo la razón por la cual la segunda estimación es tan superior a la primera, en todo caso la omisión de la variable generó resultados pobres en la regresión.

A pesar de no contener a la inflación como variable (sólo se usa el nivel de precios para calcular el tipo de cambio real), la estimación de esta ecuación es necesaria para poder probar la firmeza de la teoría. Un modelo capaz de explicar de buena manera la inflación, digamos, con la obtención de una o más variables explicativas que sean significativas en una regresión, pero que falla en demostrar sus postulados principales es de dudosa utilidad. En los próximos apartados haremos estimaciones que tienen a la inflación como variable endógena.

2.3. El Modelo Harberger. La Curva LM

La inflación, al menos en el largo plazo, es un fenómeno monetario. La función LM de el modelo presentado anteriormente puede ser utilizada para probar si la inflación en Venezuela tiene causas monetarias. Comenzamos escribiendo de nuevo la ecuación de demanda de dinero tipo Cagan en forma de variación porcentual:

$$p = m - ay + bdi \quad (1/8),$$

donde las variables son, al igual que antes, los cambios porcentuales del nivel de precios, los saldos, el producto y la primera diferencia del interés (o más bien el costo de oportunidad del dinero). Luego colocando en forma estocástica:

$$p = a_0 + a_1m + a_2m_{-1} + a_3y + a_4di + u_t \quad (6).$$

El término que representa el rezago de la oferta monetaria es justificado asumiendo un ajuste parcial para la demanda de dinero como $m - m_{-1} = w (m^d - m_{-1})$, donde m^d es el nivel deseado de demanda de dinero al período, al sustituir en $m^d = p + ay - bdi$ produce una ecuación como (6). De manera similar al caso anterior, la oferta monetaria tarda más de un período en afectar los precios.

De acuerdo a la teoría detrás de la ecuación (6), los coeficientes deben presentar los siguientes valores y signos: $a_0 = 0$, $(a_1 + a_2) = 1$, $a_3 = -1$, $a_4 > 0$. Los datos y proxy utilizados son la variación anual del IPC, variación del agregado M1, variación del PIB y la tasa promedio de operaciones activas de la banca comercial.

Los resultados de la regresión aparecen en la tabla 9. Todos los coeficientes son significativos, exceptuando el término constante, y todos los signos son los correctos. La hipótesis de que los coeficientes a_1 y a_2 suman 1 no puede ser rechazada a un nivel de significancia de 10%. Igualmente, la hipótesis de que el coeficiente a_3 es igual a -1 no puede ser rechazada a un 10% de significancia.

Como podemos ver, la teoría es fuertemente apoyada por los resultados. Por lo tanto, podemos afirmar que, en Venezuela, los cambios en la oferta monetaria están

TABLA 9: estimación de (6). Modelo Harberger

LS // Dependent Variable is INF

Date: 04/25/00 Time: 23:14

Sample: 1975 1998

Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VM1	0.5302823	0.12983661	4.084228	0.00063211
VM1(-1)	0.34980573	0.1246084	2.80724047	0.01124484
(PIB-PIB(-1))/PIB(-1)	-1.91017678	0.90378332	-2.11353402	0.0480085
(IA-INF)-(IA(-1)-INF(-1))	0.01004289	0.00507686	1.97816965	0.062595
C	0.05917938	0.0699101	0.84650688	0.4078059
R-squared	0.60358774	Mean dependent var		0.30278569
Adjusted R-squared	0.52013253	S.D. dependent var		0.25363048
S.E. of regression	0.17569609	Akaike info criterion		-3.29494725
Sum squared resid	0.58651321	Schwarz criterion		-3.04951937
Log likelihood	10.484843	F-statistic		7.23247507
Durbin-Watson stat	1.19150765	Prob(F-statistic)		0.00102489

estrechamente relacionados con la inflación. Sin embargo, el origen de la variación en la oferta monetaria no está determinado en el modelo, y es objeto de otra investigación distinguir si es producto de la política monetaria, el déficit fiscal, monetización de los ingresos petroleros etc.

La estimación se muestra poco sensible al período escogido. En los primeros años (1950-1975) los coeficientes de la oferta monetaria continúan siendo significativos al 10%, pero la hipótesis de que ambos coeficientes suman uno es rechazada. Sin embargo, en los últimos años (1975-1998) los coeficientes de la oferta monetaria son altamente significativos y la hipótesis de que suman uno no puede ser rechazada al 10% de significancia, pero el coeficiente del costo de oportunidad del dinero pierde significancia, es justamente en este período donde hay evidencia de inflación asociada al crecimiento de la cantidad de dinero. En el primer período, el dinero tiene menor importancia.

2.4. Resultados para la Curva de Phillips

El modelo estimado en el apartado anterior asume que el ingreso real es exógeno y se encuentra en su nivel natural. Por lo tanto, un aumento en la oferta monetaria producido por, digamos, una política expansiva debe producir un efecto mayor en los precios que en el producto. En un modelo con curva de Phillips incorporada el ingreso real no siempre se encuentra en su nivel natural, y por lo tanto un aumento en la tasa de crecimiento de la oferta monetaria no siempre es inflacionaria. La curva de Phillips

también introduce un elemento importante al modelo: la inflación esperada. Los agentes forman sus expectativas sobre la inflación futura y fijan sus precios de acuerdo a esas expectativas. Esto representa una forma de inercia, la inflación realizada es mayor si las expectativas sobre inflación son altas.

La ecuación estimada es una forma modificada de la curva de Phillips convencional. Hemos utilizado la Ley de Okun para ver la relación entre la inflación y el producto en lugar del desempleo. Colocando en forma estocástica:

$$p_t = a_0 + a_1 p_t^e + a_2 (Y_t - Y_t^N) + u_t. \quad (7)$$

Los signos esperados de los coeficientes son $a_0 = 0$, $a_1 > 0$ y $a_2 > 0$.

Existen algunos problemas para estimar la curva de Phillips. El primero es determinar el valor del ingreso natural¹⁵. En esta investigación hemos utilizado tres tasas de crecimiento del producto entre cuatro y cinco por ciento¹⁶. El segundo es determinar

¹⁵ Estamos trabajando con una versión modificada de la Curva de Phillips. La desviación del desempleo de su tasa natural es sustituida por la desviación del producto de su nivel potencial. La Ley de Okun nos permite hacer esta sustitución.

¹⁶ 4%, 4,32% y 5%. Estos porcentajes son aproximadamente la tasa de crecimiento promedio del producto en el período. Producen valores proxy para el PIB potencial.

la manera como los agentes forman sus expectativas. Para cada tasa usamos el supuesto de expectativas racionales y una forma sencilla de expectativas adaptativas¹⁷.

Los resultados de la regresión bajo el supuesto de expectativas adaptativas aparecen en las tablas 10-12. La inflación en el período pasado se utiliza como proxy de la inflación esperada (expectativas adaptables). Para cada regresión existen niveles diferentes de producto potencial (tasa de crecimiento de 4%, 4,32% y 5% respectivamente). Los resultados son similares en las tres regresiones. Los signos en la tabla 10 son todos correctos pero el coeficiente de la desviación del ingreso de su nivel potencial no es significativo. En las tablas 11 y 12 esta variable tiene el signo incorrecto, y en ninguno de los casos es estadísticamente significativa. Sin embargo, el coeficiente que representa la influencia de la inflación esperada (inflación en el período pasado) es de elevada significancia en las tres regresiones. Igualmente, no existe evidencia de autocorrelación en ninguna de las tres ecuaciones. Los resultados del test Breusch-Godfrey aparecen en las tablas 13-15.

Para estimar la curva de Philips bajo el supuesto de expectativas racionales es necesario determinar qué información utilizan los agentes para hacer sus predicciones sobre inflación futura. En nuestra estimación asumimos que en la economía venezolana los agentes predicen la inflación tomando en cuenta fundamentalmente la inflación pasada y los tipos de cambio presentes y pasados. La variación de la oferta monetaria no

¹⁷ La inflación esperada es igual a la inflación en el período anterior.

TABLA 10: estimación de la curva Phillips con expectativas adaptativas 1

LS // Dependent Variable is INF
 Date: 06/30/00 Time: 14:17
 Sample(adjusted): 1952 1998
 Included observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	0.7875803	0.0944294	8.34041383	1.32E-10
(PIB-N1)	9.99E-08	3.99E-07	0.25050608	0.80336207
C	0.02811757	0.04979162	0.56470485	0.57514239
R-squared	0.61632398	Mean dependent var		0.1615628
Adjusted R-squared	0.59888416	S.D. dependent var		0.23217656
S.E. of regression	0.14704602	Akaike info criterion		-3.7723177
Sum squared resid	0.95139146	Schwarz criterion		-3.65422317
Log likelihood	24.9593565	F-statistic		35.340044
Durbin-Watson stat	2.33440496	Prob(F-statistic)		7.03E-10

TABLA 11: estimación de la curva Phillips con expectativas adaptativas 2

LS // Dependent Variable is INF
 Date: 06/30/00 Time: 14:18
 Sample(adjusted): 1952 1998
 Included observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	0.77398851	0.09771913	7.92054229	5.25E-10
(PIB-YN)	-2.43E-07	4.24E-07	-0.57273501	0.56973948
C	0.06186262	0.04792039	1.29094565	0.20346435
R-squared	0.61862001	Mean dependent var		0.1615628
Adjusted R-squared	0.60128456	S.D. dependent var		0.23217656
S.E. of regression	0.14660538	Akaike info criterion		-3.77831998
Sum squared resid	0.94569805	Schwarz criterion		-3.66022545
Log likelihood	25.10041	F-statistic		35.6852497
Durbin-Watson stat	2.26618073	Prob(F-statistic)		6.16E-10

TABLA 12: estimación de la curva Phillips con expectativas adaptativas 3

LS // Dependent Variable is INF
 Date: 06/30/00 Time: 14:19
 Sample(adjusted): 1952 1998
 Included observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	0.73270949	0.1059056	6.91851533	1.51E-08
(PIB-N2)	-4.74E-07	4.24E-07	-1.11786543	0.26969102
C	0.08073953	0.04545365	1.77630458	0.08259777
R-squared	0.62638756	Mean dependent var		0.1615628
Adjusted R-squared	0.60940518	S.D. dependent var		0.23217656
S.E. of regression	0.14510475	Akaike info criterion		-3.79889721
Sum squared resid	0.92643704	Schwarz criterion		-3.68080269
Log likelihood	25.583975	F-statistic		36.8845496
Durbin-Watson stat	2.18348149	Prob(F-statistic)		3.92E-10

TABLA 13: prueba de autocorrelación 1

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.135086	Probability	0.331055
Obs*R-squared	2.410156	Probability	0.299669

TABLA 14: prueba de autocorrelación 2

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.918549	Probability	0.406965
Obs*R-squared	1.969646	Probability	0.373505

TABLA 15: prueba de autocorrelación 3

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.798396	Probability	0.456762
Obs*R-squared	1.721439	Probability	0.422858

TABLA 16: componente esperado de la inflación bajo el supuesto de expectativas racionales.

LS // Dependent Variable is INF

Date: 06/30/00 Time: 14:32

Sample(adjusted): 1953 1998

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.114725	0.043916	-2.612347	0.0126
INF(-1)	0.975762	0.131397	7.426085	0
INF(-2)	-0.281159	0.136809	-2.055114	0.0464
TCR1	0.100628	0.013034	7.720492	0
TCR1(-1)	-0.152132	0.021903	-6.945889	0
TCR1(-2)	0.079813	0.02008	3.974711	0.0003
R-squared	0.893452	Mean dependent var		0.164826
Adjusted R-squared	0.880133	S.D. dependent var		0.23365
S.E. of regression	0.080894	Akaike info criterion		-4.908128
Sum squared resid	0.261752	Schwarz criterion		-4.66961
Log likelihood	53.61578	F-statistic		67.0834
Durbin-Watson stat	2.356525	Prob(F-statistic)		0

se incluye por ser una variable relativamente difícil de obtener periódicamente (para los agentes), y es insignificante estadísticamente cuando se regresa junto con la inflación pasada. El número óptimo de rezagos se obtuvo de acuerdo a la significancia de la regresión con cada rezago adicional. La ecuación a estimar es:

$$p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + a_2 p_{t-2} + a_3 R_t + a_4 R_{t-1} + a_5 R_{t-2} + u_t \quad (8).$$

La estimación aparece en la tabla 16. De la regresión obtenida, podemos predecir la inflación en todos los períodos. De ésta predicción podemos realizar la estimación de la curva de Phillips asumiendo expectativas racionales. Los resultados de las regresiones aparecen en las tablas 17-19, cada una con una tasa de crecimiento diferente. Al igual que en las estimaciones anteriores, el coeficiente de la inflación esperada es altamente significativo y presentan el signo correcto. Por otro lado, los interceptos no son significativos. Sin embargo, a diferencia de las tablas anteriores, podemos ver que los coeficientes de la desviación del ingreso con su nivel natural son significativos, pero presentan el signo contrario. Esto significa que, queriendo encontrar evidencia de que la inflación está inversamente relacionada con el desempleo¹⁸, hemos encontrado justamente lo contrario. Esto no es contradictorio, en Venezuela la inflación no está ligada a el ciclo económico (expansión y recesión), y más bien, recientemente, es frecuente encontrar períodos de elevada inflación con poco crecimiento o incluso

¹⁸ Podemos hacer esta afirmación sin necesidad de utilizar datos sobre el desempleo en nuestra estimación, gracias a la Ley de Okun.

crecimiento negativo. También podemos observar que las curvas se ajustan mejor a los datos reales que las estimadas usando el supuesto de expectativas adaptables (R^2 ajustados mayores). Sin embargo, se encontró evidencia de correlación serial en los residuos observando el estadístico d . Esto se corrigió con el procedimiento AR(1), ya que no se pudo encontrar una especificación mejor de la ecuación.

En resumen, de la estimación de la curva de Phillips para la economía venezolana se pueden extraer dos conclusiones importantes. Primero, la inflación en Venezuela tiene un importante componente inercial asociado a las expectativas¹⁹. Segundo, no hay evidencia de que en Venezuela la inflación esté relacionada con el desempleo y el ciclo económico, sino que por el contrario se observan períodos de alta inflación y desempleo.

2.5. Un Modelo de Ecuaciones Simultáneas

En los apartados anteriores hemos estimado por separado las distintas ecuaciones que forman parte de nuestro modelo. Al hacer esto, estamos asumiendo que las variables explicativas están distribuidas independientemente del término de perturbación estocástica. Esta condición rara vez se cumple cuando existen variables endógenas en el lado derecho de las ecuaciones. Este es el caso del modelo que hemos estimado, y por lo

¹⁹ Existen otros mecanismos de inercia como la indexación, que pueden ser causa de los resultados obtenidos en la regresión.

TABLA 17: estimación de la curva de Phillips con expectativas racionales 1

LS // Dependent Variable is INF
 Date: 06/30/00 Time: 14:39
 Sample(adjusted): 1952 1998
 Included observations: 47 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 10 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFF	0.986414	0.090914	10.85001	0
(PIB-N1)	-1.18E-06	5.38E-07	-2.199078	0.0333
C	0.141259	0.074352	1.899876	0.0642
AR(1)	0.684739	0.109569	6.249404	0
R-squared	0.903128	Mean dependent var		0.161563
Adjusted R-squared	0.896369	S.D. dependent var		0.232177
S.E. of regression	0.074742	Akaike info criterion		-5.106171
Sum squared resid	0.240211	Schwarz criterion		-4.948712
Log likelihood	57.30491	F-statistic		133.628
Durbin-Watson stat	1.670834	Prob(F-statistic)		0
Inverted AR Roots	0.68			

TABLA 18: estimación de la curva de Phillips con expectativas racionales 2

LS // Dependent Variable is INF
 Date: 06/30/00 Time: 14:40
 Sample(adjusted): 1952 1998
 Included observations: 47 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFF	0.953138	0.089356	10.66672	0
(PIB-YN)	-1.25E-06	4.75E-07	-2.627052	0.0119
C	0.117291	0.055071	2.129823	0.0389
AR(1)	0.636732	0.115123	5.530899	0
R-squared	0.906505	Mean dependent var		0.161563
Adjusted R-squared	0.899982	S.D. dependent var		0.232177
S.E. of regression	0.073427	Akaike info criterion		-5.141652
Sum squared resid	0.231838	Schwarz criterion		-4.984193
Log likelihood	58.13871	F-statistic		138.9721
Durbin-Watson stat	1.637483	Prob(F-statistic)		0
Inverted AR Roots	0.64			

TABLA 19: estimación de la curva de Phillips con expectativas racionales 3

LS // Dependent Variable is INF
 Date: 06/30/00 Time: 14:40
 Sample(adjusted): 1952 1998
 Included observations: 47 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 6 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFF	0.930366	0.090584	10.2707	0
(PIB-N2)	-1.16E-06	4.23E-07	-2.742643	0.0088
C	0.093719	0.045867	2.04327	0.0472
AR(1)	0.61288	0.119708	5.119794	0
R-squared	0.907074	Mean dependent var		0.161563
Adjusted R-squared	0.900591	S.D. dependent var		0.232177
S.E. of regression	0.073203	Akaike info criterion		-5.147763
Sum squared resid	0.230425	Schwarz criterion		-4.990303
Log likelihood	58.28232	F-statistic		139.9118
Durbin-Watson stat	1.624304	Prob(F-statistic)		0
Inverted AR Roots	0.61			

tanto, es posible que los resultados que hemos obtenido no sean válidos. Cuando se estiman las ecuaciones de un modelo por separado sin tomar en cuenta este problema, se obtienen estimadores sesgados e inconsistentes.

Existen métodos más apropiados que el método de mínimos cuadrados ordinarios para estimar ecuaciones con variables endógenas explicativas. En éste apartado presentamos los resultados de la estimación del modelo en conjunto, utilizando el método de mínimos cuadrados en dos etapas. Este procedimiento es fácil de aplicar en sistemas de ecuaciones difíciles de reducir o sobreidentificados. Nuestro modelo está constituido por las siguientes ecuaciones:

$$Y_t = a_0 + a_1i_t + a_2R_t + a_3R_{t-1} + a_4Y_{t-1} + w_t \quad (5)$$

$$p_t = b_0 + b_1m_t + b_2m_{t-1} + b_3y_t + b_4di_t + v_t \quad (6)$$

$$p_t = c_0 + c_1p_t^e + c_2(Y_t - Y_t^N) + u_t \quad (7)$$

Observando las ecuaciones del modelo no hay razón para sospechar sobre la presencia de un problema de simultaneidad. Las variables endógenas son el producto, la inflación y el costo de oportunidad del dinero, pero estas variables no aparecen explícitamente como explicativas en ninguna de las ecuaciones, exceptuando la tasa de interés real²⁰ en

²⁰ En realidad proxy para el costo de oportunidad del dinero.

la ecuación (5). Sin embargo, en vista de la gravedad que representa el sesgo de simultaneidad, es conveniente estimar el modelo en conjunto.

En la tabla 20 aparecen los resultados de la regresión usando el método de mínimos cuadrados en dos etapas. La estimación no difiere de una manera significativa de aquellas llevadas a cabo en los apartados anteriores. Esto evidencia que no existe en el modelo un verdadero problema de simultaneidad. Hay que mencionar que la inflación esperada se calculó asumiendo expectativas racionales, de igual manera como se hizo en la regresión presentada en la tabla 16. En la ecuación (7), la variable que representa la desviación del producto de su nivel potencial no es significativa, descartando nuevamente la presencia de inflación cíclica. De igual manera, encontramos evidencia de fuertes componentes monetarios e inerciales en la regresión conjunta.

Los flujos de capitales son un elemento importante del modelo IS-LM para una economía abierta que no se ha mencionado hasta ahora. Si en la economía existe libre movilidad de capitales, la interpretación y predicciones del modelo cambian considerablemente. Asumiendo una movilidad de capitales perfecta, la tasa de interés interna no puede ser muy diferente a la tasa de interés externa (mas la tasa de depreciación, entre otras cosas). Por otro lado, si existen barreras que impiden una libre movilidad de capitales, entonces las tasas de interés interna y externa pueden ser diferentes, y el comportamiento de la economía, al menos en este modelo, se parece más al de una economía cerrada. Siendo los flujos de capital una variable relevante en el modelo, es necesario determinar que grado de movilidad de capitales ha existido en Venezuela. Si encontrásemos evidencia de una elevada movilidad de capitales, entonces

TABLA 20: estimación simultánea del modelo IS-LM-Phillips

System: SISTEMAISLM

Estimation Method: Iterative Weighted Two-Stage Least Squares

Date: 06/24/00 Time: 18:11

Sample: 1950 1998

Convergence achieved after 5 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-1238.898	4988.619	-0.248345	0.8043
C(2)	-666.9765	196.3727	-3.396484	0.0009
C(3)	-5909.828	1681.847	-3.51389	0.0006
C(4)	12200.93	1824.273	6.688106	0
C(5)	0.95897	0.018882	50.78675	0
C(6)	0.045242	0.036719	1.23209	0.2202
C(7)	0.517084	0.080251	6.443376	0
C(8)	0.342735	0.073225	4.680596	0
C(9)	-1.69795	0.457665	-3.710029	0.0003
C(10)	0.011031	0.003333	3.309758	0.0012
C(11)	0.075117	0.0586	1.281873	0.2022
C(12)	0.975245	0.084134	11.59156	0
C(13)	-7.96E-07	5.64E-07	-1.411715	0.1605
C(15)	0.624199	0.113861	5.482094	0

Determinant residual covariance 7570.558

Equation: $PIB = C(1) + C(2)*INT1 + C(3)*TCR1 + C(4)*TCR1(-1) + C(5)*PIB(-1)$ @ IA TCR1 TCR1(-1) PIB(-1)

Observations: 48

R-squared	0.995282	Mean dependent var	345936.3
Adjusted R-squared	0.994843	S.D. dependent var	157781.4
S.E. of regression	11330.12	Sum squared resid	5.52E+09
Durbin-Watson stat	1.638287		

Equation: $INF = C(6) + C(7)*VM1 + C(8)*VM1(-1) + C(9)*VPIB + C(10)*(INT1-INT1(-1))$ @ VM1 VM1(-1) IA INT1(-1) INF(-1) VPIB

Observations: 47

R-squared	0.717404	Mean dependent var	0.161563
Adjusted R-squared	0.69049	S.D. dependent var	0.232177
S.E. of regression	0.129168	Sum squared resid	0.700746
Durbin-Watson stat	1.167226		

Equation: $INF = C(11) + C(12)*INFF + C(13)*(PIB-YN) + [AR(1)=C(15)]$ @ INFF YN PIB(-1)

Observations: 47

R-squared	0.904563	Mean dependent var	0.161563
Adjusted R-squared	0.897905	S.D. dependent var	0.232177
S.E. of regression	0.074186	Sum squared resid	0.236652
Durbin-Watson stat	1.659241		

tendríamos que estimar de nuevo el modelo tomando en cuenta las restricciones que esta condición coloca sobre las tasas de interés. Para lograr esto, haremos uso de dos ecuaciones, que son maneras distintas de expresar la paridad de intereses:

$$i = i^* + (N^e - N) / N \quad (9)$$

$$i = i^* + p^e - p^{*e} \quad (10),$$

donde N es el tipo de cambio nominal y las demás variables ya las conocemos.

En las tablas 21-24 podemos ver que en Venezuela no se ha cumplido la paridad de intereses. La tabla 21 muestra la regresión de (9) para todo el período y las tablas 22 y 23 muestran la regresión de (9) para los períodos 1.950-1.980 y 1.980-1.998 respectivamente. A pesar de que el interés externo resultó ser altamente significativo el ajuste de la curva no es nada satisfactorio (R^2 ajustado bajos). Sin embargo, hay que notar que en el primer período el ajuste es superior al segundo período, y por lo tanto pareciera que en el primer período hubo mayor movilidad de capitales a diferencia del segundo. En la tabla 24 tenemos los resultados de la estimación de (10), el interés externo resultó ser estadísticamente insignificante. Como proxy de la tasa de interés externa se utilizó el retorno de las letras de tesoro de los Estados Unidos.

2.6. Resultados del Enfoque Monetario de la Balanza de Pagos

TABLA 21: la paridad con los intereses de los EUA

LS // Dependent Variable is IA
 Date: 06/30/00 Time: 14:55
 Sample(adjusted): 1951 1998
 Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LT	1.535199	0.332296	4.619968	0
(TCA(-1)-TCA)/TCA	-67.16445	11.73118	-5.725292	0
R-squared	0.334335	Mean dependent var		15.80052
Adjusted R-squared	0.319864	S.D. dependent var		14.57578
S.E. of regression	12.02069	Akaike info criterion		5.014033
Sum squared resid	6646.864	Schwarz criterion		5.091999
Log likelihood	-186.4458	F-statistic		23.10386
Durbin-Watson stat	0.663102	Prob(F-statistic)		0.000017

TABLA 22: la paridad con los intereses de los EUA 1950-1980

LS // Dependent Variable is IA
 Date: 06/30/00 Time: 14:57
 Sample(adjusted): 1951 1980
 Included observations: 30 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LT	1.544193	0.087682	17.61119	0
(TCA(-1)-TCA)/TCA	-9.274013	8.843518	-1.048679	0.3033
R-squared	0.441299	Mean dependent var		7.67816
Adjusted R-squared	0.421345	S.D. dependent var		3.212935
S.E. of regression	2.444059	Akaike info criterion		1.851661
Sum squared resid	167.2559	Schwarz criterion		1.945074
Log likelihood	-68.34307	F-statistic		22.11624
Durbin-Watson stat	0.64153	Prob(F-statistic)		0.000062

TABLA 23: la paridad con los intereses de los EUA 1980-1998

LS // Dependent Variable is IA

Date: 06/30/00 Time: 14:58

Sample: 1980 1998

Included observations: 19

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LT	1.386214	0.74301	1.865673	0.0794
(TCA(-1)-TCA)/TCA	-73.22601	21.32639	-3.433586	0.0032
R-squared	-0.332794	Mean dependent var		28.47263
Adjusted R-squared	-0.411193	S.D. dependent var		16.0971
S.E. of regression	19.12234	Akaike info criterion		6.001015
Sum squared resid	6216.286	Schwarz criterion		6.10043
Log likelihood	-81.96948	Durbin-Watson stat		0.667411

TABLA 24: la paridad de intereses, versión esperada

LS // Dependent Variable is IA

Date: 06/30/00 Time: 15:00

Sample(adjusted): 1952 1998

Included observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LT	0.639435	0.58084	1.100879	0.2769
INFF	64.35945	6.955268	9.253338	0
INFUS(-1)	3.485545	61.305	0.056856	0.9549
R-squared	0.609841	Mean dependent var		16.08721
Adjusted R-squared	0.592106	S.D. dependent var		14.59592
S.E. of regression	9.32191	Akaike info criterion		4.526437
Sum squared resid	3823.512	Schwarz criterion		4.644531
Log likelihood	-170.0614	F-statistic		34.38722
Durbin-Watson stat	0.655344	Prob(F-statistic)		0

En este apartado evaluaremos la capacidad explicativa que tiene el enfoque monetario para la economía venezolana. En relación a los precios, el tema central de esta investigación, el enfoque monetario requiere que se cumpla la paridad del poder adquisitivo. Sin embargo, probaremos también la significancia de la ecuación de flujo de reservas. El enfoque monetario, en el marco de una economía con tipo de cambio fijo y con una demanda de saldos estable, nos dice que un aumento de la oferta monetaria por encima del nivel deseado va a producir una disminución de igual magnitud en las reservas internacionales, a diferencia de lo que predice el modelo ecléctico estimado en los apartados anteriores²¹, en donde las expansiones fiscales y monetarias (que usualmente vienen acompañadas) son inflacionarias.

Las ecuaciones a estimar son las siguientes:

$$p = a_0 + a_1p^* + a_2e + u_t \quad (11)$$

$$r_i - e = b_0 + b_1cd + b_2p^* + b_3y + b_4di + v_t \quad (12),$$

donde r_i y cd son la variación con respecto al agregado M1 de las reservas internacionales y el crédito doméstico. El resto de las variables son como en los apartados anteriores. Los valores esperados de los coeficientes son:

$$a_0 = 0, a_1 = 1, a_2 = 1, b_0 = 0, b_1 = -1, b_2 = 1, b_3 > 0, b_4 < 0.$$

Los resultados de la regresión de (11) se encuentran en las tablas 25 y 26, una muestra el período completo y otra muestra el período 1.950-1.980. En la tabla 25 aparece una regresión pobre, la inflación externa no es significativa y hay evidencia de correlación serial según el estadístico Durbin-Watson. La variación del tipo de cambio es significativa pero diferente de uno. La tabla 26 nos muestra una historia diferente, la inflación externa es altamente significativa y la hipótesis de que es igual a uno no puede ser rechazada. El coeficiente de la variación del tipo de cambio no es significativo, pero esto es normal ya que el tipo de cambio en este período prácticamente no varía. Igualmente, el término constante no tiene significancia, como lo predice el modelo.

En las tablas 27 y 28 podemos observar los resultados de la regresión de (12). La teoría es confirmada de nuevo, aunque la mayor parte de los cambios en las reservas es explicado en la regresión del período 1.950-1.980. En el período completo, todos los coeficientes presentan el signo correcto y todos son significativos. En el período 1.950-1.980 todos los coeficientes presentan el signo correcto pero no todos son significativos. Sin embargo, la hipótesis de que los coeficientes $b_1 = -1$ y $b_2 = 1$ no puede ser rechazada en ninguno de los casos, y son justamente estas dos variables las que explican la mayor parte de los cambios en las reservas.

Podemos ver que el modelo es altamente compatible con la economía venezolana. En una pequeña economía con tipo de cambio fijo, con una demanda estable

²¹ Específicamente el modelo Harberger, que es sólo la curva LM en el modelo.

TABLA 25: paridad del poder adquisitivo

LS // Dependent Variable is INF
 Date: 06/30/00 Time: 15:29
 Sample(adjusted): 1951 1998
 Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFUS	0.811924	0.608072	1.335243	0.1885
(TCA-TCA(-1))/TCA(-1)	0.559966	0.055226	10.13958	0
C	0.045436	0.032797	1.385387	0.1728
R-squared	0.695899	Mean dependent var		0.159688
Adjusted R-squared	0.682384	S.D. dependent var		0.23006
S.E. of regression	0.129656	Akaike info criterion		-4.025278
Sum squared resid	0.756482	Schwarz criterion		-3.908328
Log likelihood	31.49763	F-statistic		51.48864
Durbin-Watson stat	0.999502	Prob(F-statistic)		0

TABLA 26: paridad del poder adquisitivo 1950-1980

LS // Dependent Variable is INF
 Date: 06/30/00 Time: 15:30
 Sample(adjusted): 1951 1980
 Included observations: 30 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFUS	1.196485	0.166987	7.165145	0
(TCA-TCA(-1))/TCA(-1)	0.058545	0.08715	0.671778	0.5074
C	-0.016013	0.009423	-1.699483	0.1007
R-squared	0.656169	Mean dependent var		0.035488
Adjusted R-squared	0.6307	S.D. dependent var		0.053522
S.E. of regression	0.032525	Akaike info criterion		-6.756843
Sum squared resid	0.028563	Schwarz criterion		-6.616723
Log likelihood	61.78448	F-statistic		25.76351
Durbin-Watson stat	1.841642	Prob(F-statistic)		0.000001

TABLA 27: ecuación flujo de reservas

LS // Dependent Variable is $((RIBS-RIBS(-1))/M1(-1))-((TCA-TCA(-1))/TCA(-1))$
 Date: 06/30/00 Time: 15:35
 Sample(adjusted): 1952 1998
 Included observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$(CD1-CD1(-1))/M1(-1)$	-0.745203	0.062865	-11.85411	0
INFUS	2.085551	1.21855	1.711502	0.0944
VPIB	2.122098	0.932273	2.276262	0.028
$((IA-INF)-(IA(-1)-INF(-1$	-0.020383	0.006155	-3.311752	0.0019
C	-0.064044	0.081459	-0.786215	0.4362
R-squared	0.782453	Mean dependent var		0.181568
Adjusted R-squared	0.761734	S.D. dependent var		0.505374
S.E. of regression	0.246686	Akaike info criterion		-2.698992
Sum squared resid	2.555862	Schwarz criterion		-2.502168
Log likelihood	1.736204	F-statistic		37.76535
Durbin-Watson stat	1.81625	Prob(F-statistic)		0

TABLA 28: ecuación flujo de reservas 1950-1980

LS // Dependent Variable is $((RIBS-RIBS(-1))/M1(-1))-((TCA-TCA(-1))/TCA(-1))$
 Date: 06/30/00 Time: 15:35
 Sample(adjusted): 1952 1980
 Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$(CD1-CD1(-1))/M1(-1)$	-1.134478	0.103165	-10.9967	0
INFUS	1.529712	0.853851	1.791546	0.0858
VPIB	0.026026	1.051999	0.02474	0.9805
$((IA-INF)-(IA(-1)-INF(-1$	-0.02462	0.021825	-1.128017	0.2705
C	0.063435	0.089737	0.706901	0.4864
R-squared	0.87388	Mean dependent var		0.126805
Adjusted R-squared	0.85286	S.D. dependent var		0.35859
S.E. of regression	0.137551	Akaike info criterion		-3.811938
Sum squared resid	0.454086	Schwarz criterion		-3.576197
Log likelihood	19.12388	F-statistic		41.57386
Durbin-Watson stat	1.980753	Prob(F-statistic)		0

de saldos reales, y con buena movilidad de capitales, el crecimiento del crédito doméstico tiene un efecto mayor en las reservas internacionales que en los precios. Estas fueron las características de la economía venezolana hasta hace unos veinte años. Por lo tanto, en largo este período, la inflación fue mayormente importada. Por otro lado, en los últimos años, donde hubo poca estabilidad cambiaria, numerosos controles cambiarios y crisis de balanza de pagos, grandes déficit fiscales, e inestabilidad en la demanda de saldos, el modelo tiene menor poder explicativo, y es justamente en este período donde el modelo IS-LM mostró mejores resultados, porque tiene un mayor número de variables que pueden tomar en cuenta estas características.

Capítulo 3

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

El objetivo de esta investigación era el estudio de algunos de los determinantes de la inflación en conjunto con el resto de los agregados importantes de la economía venezolana en los últimos cincuenta años. Para lograr esto, se estimaron dos modelos econométricos simples que han sido ampliamente discutidos en la literatura económica. De los resultados obtenidos en el estudio empírico emergen algunas conclusiones interesantes:

- 1) En los años más recientes (1.980-1.998), una causa importante de inflación en Venezuela es la variación de la cantidad de dinero. Existe un alto grado de correlación entre la tasa de crecimiento de la oferta monetaria y las variaciones en los precios. Sin embargo, el modelo que hemos utilizado (IS-LM abierto) no tiene la capacidad para determinar el origen de este acelerado crecimiento en la oferta monetaria, que es probable sea producto de diferentes causas, entre ellas la monetización del déficit fiscal, la volatilidad cambiaria, o incluso de políticas expansivas. Por otro lado, al principio del período estudiado (1.950-1.980), la inflación muestra una relación más débil con la cantidad de dinero.
- 2) En Venezuela no se encontró evidencia de que los precios tengan relación con el crecimiento y el empleo. Por el contrario, no es difícil encontrar períodos de elevada

inflación y desempleo, al igual que períodos de elevado crecimiento y empleo con tasas de inflación muy bajas.

- 3) Las expectativas y otras formas de inercia (indexación, contratos, etc.) son causas importantes de inflación en Venezuela a lo largo de todo el período. La inflación esperada demostró estar altamente correlacionada con la inflación real bajo los supuestos de expectativas racionales y adaptativas. Esta es otra razón por la cual es deseable la estabilidad cambiaria. La volatilidad cambiaria eleva las expectativas sobre inflación futura.
- 4) En la primera parte del período (1.950-1.980), Venezuela importó la inflación de sus socios comerciales. Los excesos de la oferta monetaria (causados mayormente por la monetización de los ingresos petroleros), no produjeron un aumento importante en el nivel de precios, sino más bien una disminución en las reservas internacionales (o aumento, dependiendo del caso). Este resultado es normal considerando las características de la economía en el período: libertad cambiaria, tipo de cambio fijo y una amplia disponibilidad de productos importados.

Estos resultados son definitivos, y es satisfactorio notar la robustez y la capacidad explicativa de los modelos estimados, incluso siendo estos sencillos y altamente agregados. Podemos decir que este era un objetivo secundario de la investigación, poder probar que algunas proposiciones teóricas básicas de la macroeconomía ayudan a entender la economía venezolana, incluso en períodos de alta volatilidad y complejidad. Sin embargo, a pesar de haber encontrado algunos

determinantes importantes de este fenómeno complejo, todavía falta mucho por hacer. Es recomendable continuar evaluando modelos más específicos de inflación, que en períodos más concretos sean capaces de evaluar las relaciones que tiene la inflación con el déficit fiscal, los salarios, el tipo de cambio y determinados cursos de política y barreras legales, entre otras cosas. Pero se debe tomar en cuenta que la inflación no es un componente aislado de la economía, y que los precios son determinados conjuntamente con el resto de las variables macroeconómicas importantes, que aparecen de una u otra manera en los modelos que hemos estimado.

Apéndice A

LOS DATOS ECONÓMICOS

En las estimaciones realizadas a lo largo del trabajo, se utilizaron diversos datos de la economía venezolana. Los datos económicos se encuentran en este apéndice. Los agregados financieros y los datos de la economía estadounidense están en los apéndices B y C respectivamente. La principal fuente de estos datos son las series estadísticas del BCV. Las otras fuentes son el IMF International Financial Statistics y la base de datos del National Bureau of Economic Research.

TABLA 29: PIB, inflación y tipo de cambio

Año	PIB real MM Bs precios de 1984	Inflación IPC variación porcentual	Tipo de Cambio promedio ponderado Bs/\$
1950	78884.97		3.22
1951	88089.36	7.1584%	3.22
1952	94504.53	1.1471%	3.22
1953	100349.47	-1.3342%	3.22
1954	110012.52	0.1352%	3.22
1955	119780.95	-0.3376%	3.22
1956	132431.55	0.8130%	3.22
1957	147809.38	-2.0833%	3.22
1958	149774.22	4.7358%	3.22
1959	161557.07	5.1769%	3.22
1960	167990.84	3.4268%	3.22
1961	176494.82	-2.8313%	3.22
1962	192455.28	-7.7000%	3.22
1963	205638.93	1.1918%	3.22
1964	225659.24	2.1413%	4.45
1965	238898.68	1.6771%	4.45
1966	244483.29	1.7526%	4.45
1967	254332.29	0.0000%	4.45
1968	267559.33	1.3171%	4.45
1969	278716.77	2.4000%	4.45
1970	300024.34	2.5391%	4.45
1971	309238.27	3.2381%	4.35
1972	319311.37	2.8598%	4.35
1973	339285.73	4.1256%	4.29
1974	359858.56	8.2687%	4.29
1975	381693.49	10.2625%	4.29
1976	415171.73	7.5758%	4.29
1977	443080.15	7.7800%	4.29
1978	452554.79	7.1562%	4.29
1979	458598.65	12.3113%	4.29
1980	449479.53	21.5615%	4.29
1981	448122.62	16.0357%	4.29
1982	451180.11	9.6774%	4.29
1983	425837.37	6.3168%	5.29
1984	420072.00	12.1660%	6.78
1985	420884.00	11.4000%	7.68
1986	448285.00	11.5799%	9.42
1987	464341.00	28.0772%	12.48
1988	491372.00	29.4598%	14.83
1989	449262.00	84.4736%	38.50
1990	478320.00	40.6628%	47.46
1991	527927.00	34.1997%	57.26
1992	556669.00	31.4337%	68.56
1993	558202.00	38.1215%	92.18
1994	545087.00	60.8105%	127.76
1995	566627.00	59.9275%	171.99
1996	565506.00	99.8747%	469.02
1997	601534.00	50.0388%	488.59
1998	600878.00	35.7827%	547.56

Apéndice B

AGREGADOS MONETARIOS Y FINANCIEROS

TABLA 30: Intereses, M1, reservas internacionales y crédito doméstico

Año	Intereses tasa promedio de las operaciones activas de la Banca Comercial	Agregado monetario M1 MBs	Reservas Internacionales M\$	Crédito Doméstico MBs
1950	1.83%	1558	326	508.28
1951	2.33%	1623	363	454.14
1952	2.66%	1883	433	488.74
1953	2.91%	2052	477	516.06
1954	1.43%	2134	475	604.50
1955	2.61%	2345	525	654.50
1956	3.99%	2679	909	-247.98
1957	4.89%	3509	1381	-937.82
1958	2.76%	3939	983	773.74
1959	5.13%	3742	703	1478.34
1960	9.54%	3536	597	1613.66
1961	8.50%	3633	571	1794.38
1962	8.20%	3498	576	1643.28
1963	8.40%	3733	740	1350.20
1964	8.30%	4234	825	562.75
1965	8.30%	4632	835	916.25
1966	8.60%	4745	778	1282.90
1967	8.10%	5274	867	1415.85
1968	9.20%	5804	917	1723.35
1969	9.80%	6342	930	2203.50
1970	10.30%	6604	1015	2087.25
1971	10.10%	7918	1459	1571.35
1972	10.10%	8980	1677	1685.05
1973	10.10%	11009	2401	720.72
1974	10.00%	15560	6423	-11962.56
1975	10.10%	23988	8856	-13959.96
1976	9.60%	26983	8570	-9803.73
1977	9.80%	34000	8145	-962.41
1978	10.10%	41134	6438	13498.89
1979	11.60%	43886	7740	10662.05
1980	12.90%	49915	7025	19760.19
1981	14.00%	53482	8619	16484.94
1982	15.14%	49013	10039	5920.59
1983	16.27%	64020	11149	5041.79
1984	14.92%	68762	12469	-15777.82
1985	13.70%	77674	13750	-27926.00
1986	12.66%	94858	9858	1995.64
1987	12.62%	127451	9376	10438.52
1988	12.69%	156457	6671	57526.07
1989	34.60%	171262	7411	-114061.50
1990	34.86%	241792	11759	-316264.27
1991	37.65%	365734	14105	-441921.12
1992	42.08%	396034	13001	-495314.56
1993	60.83%	438035	12656	-728595.08
1994	55.09%	1007419	11507	-462715.32
1995	40.41%	1339634	9723	-332624.77
1996	38.41%	2524235	15229	-4618470.58
1997	24.39%	4633228	17818	-4072468.62
1998	47.76%	4938181	14849	-3192537.44

Apéndice C

LOS DATOS DEL SECTOR EXTERNO

TABLA 31: Inflación, intereses y PIB de los E.U.A.

Año	Inflación E.U.A. IPC variación porcentual	PIB E.U.A. precios de 1995 MMS	Intereses E.U.A letras del tesoro
1950		1086.154	1.22%
1951	7.929%	1161.480	1.55%
1952	2.310%	1193.971	1.77%
1953	0.753%	1249.841	1.94%
1954	0.342%	1245.235	0.95%
1955	-0.217%	1360.242	1.74%
1956	1.461%	1412.193	2.66%
1957	3.370%	1437.969	3.26%
1958	2.697%	1419.594	1.84%
1959	1.010%	1523.092	3.42%
1960	1.457%	1560.970	2.94%
1961	0.986%	1597.325	2.38%
1962	1.227%	1693.627	2.78%
1963	1.295%	1766.883	3.16%
1964	1.305%	1869.211	3.55%
1965	1.638%	1988.424	3.95%
1966	3.011%	2118.730	4.88%
1967	2.692%	2171.707	4.33%
1968	3.496%	2275.077	5.35%
1969	6.200%	2346.331	6.69%
1970	5.884%	2350.420	6.44%
1971	4.227%	2423.825	4.34%
1972	3.273%	2552.260	4.07%
1973	6.259%	2697.234	7.03%
1974	11.011%	2689.668	7.87%
1975	4.579%	2682.102	5.82%
1976	10.389%	2822.672	4.99%
1977	6.470%	2950.611	5.27%
1978	7.630%	3118.911	7.22%
1979	11.253%	3225.029	10.04%
1980	13.502%	3226.469	11.62%
1981	10.378%	3306.961	14.08%
1982	6.158%	3244.995	10.72%
1983	3.160%	3380.946	8.62%
1984	4.368%	3627.154	9.57%
1985	3.528%	3767.823	7.49%
1986	1.944%	3897.533	5.97%
1987	3.669%	4034.577	5.83%
1988	4.074%	4204.367	6.67%
1989	4.795%	4349.837	8.11%
1990	5.422%	4425.842	7.51%
1991	4.219%	4416.339	5.41%
1992	3.039%	4563.316	3.46%
1993	2.956%	4671.322	3.02%
1994	2.606%	4859.123	4.27%
1995	2.809%	4991.085	5.51%
1996	2.924%	5173.936	5.04%
1997	2.352%	5406.967	5.07%
1998	1.546%	5639.534	4.82%

BIBLIOGRAFIA

Banco Central de Venezuela, "Series Estadísticas de los Últimos Cincuenta Años", Colección Cincuentenaria, 1.991.

Banco Central de Venezuela, Anuario Estadístico, varios años-

Barro, R., Macroeconomics, 1984.

Blecker, R., "NAFTA, the peso crisis and the Contradictions of the Mexican Economic Growth Strategy", American University, 1998.

Cagan, P., "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", in M. Friedman, In Studies in the Quantity Theory of Money. University of Chicago Press, 1956.

Calvo, G., and Veigh, C., "Inflation Stabilization and BOP Crisis in developing countries", NBER Working Papers, 1999.

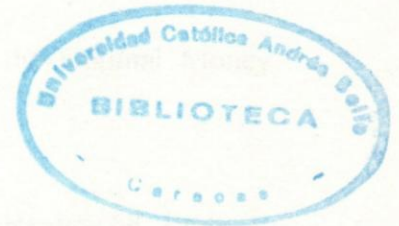
Cline, W., World Inflation and the Developing Countries. The Brookings Institution, 1981.

Dornbusch, R., Open Economy Macroeconomics. Basic Books, 1980.

Dornbusch, R., and Fischer, S., "Moderate Inflation", NBER Working Papers, 1993.

Dornbusch, R., and Fischer, S., Macroeconomics. McGraw Hill, 1994.

Edwards, S., "Exchange Rates, Inflation and Disinflation: Latin American Experiences", NBER Working Papers, 1993.



Marion, N., and Flood, R., "The Size and Timing of Devaluations in Capital-Controlled Developing Countries", NBER Working Papers, 1994.

Muth, J. F., "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica*, 1961.

Pazos, F., Chronic Inflation in Latin America. Praeger, 1972.

Phelps E. And Taylor, J., "Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations", *Journal of Political Economy*, 1977

Phillips, A.W. "The Relationship Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861-1957," *Economica* 25, 1958.

Polak, J., "Monetary Analysis of Income Formation and Payments Problems", IMF Staff Papers, 1957.

Rodríguez, M., "Inflation, the Balance of Payments, and Real Output in Venezuela", Unpublished Ph. D. Dissertation, Yale University, 1983.

Sachs J. y Larraín F., "Macroeconomía en la Economía Global", Prentice Hall, 1994.

Williamson, J., The Open Economy and the World Economy. Basic Books, 1983.



Edwards, S., "The Mexican Peso Crisis? How Much Did We Know? When Did We Know It?", NBER Working Papers, 1997.

Fischer, S., "Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule", Journal of Political Economy, 1977.

Friedman, M., "The Role of Monetary Policy", American Economic Review 68, 1968.

Gujarati, D., "Basic Econometrics", McGraw Hill, 1995.

Harberger, A., "The Dynamics of Inflation in Chile", in C. Christ, Measurements in Economics. Stanford University Press, 1963.

Hausmann, R., and Aizenman, J., "The Impact of Inflation on Budgetary Discipline", NBER Working Papers, 1995.

I. M. F., International Financial Statistics, varios años.

Krugman, P., and Obstfeld, M., International Economics: Theory and Policy. Glenview, Ill.: Scott, Foresman and Company, 1988.

Lucas, R., "Expectations and the Neutrality of Money", Journal of Economic Theory, 1972.

Mankiw, G., Macroeconomics. Worth Publishers, 1994.

McCallum, B., Monetary Economics: Theory and Policy. Macmillan Publishing Company, 1989.