

Premios de la biblioteca "Juan Pablo Duarte" 2004

Nueva literatura económica dominicana

Premios de la biblioteca "Juan Pablo Duarte" 2004

Nueva literatura económica dominicana

COLECCIÓN DEL BANCO CENTRAL DE LA REPÚBLICA DOMINICANA
DEPARTAMENTO CULTURAL

**NUEVA LITERATURA
ECONÓMICA DOMINICANA**

**NUEVA LITERATURA
ECONÓMICA DOMINICANA
PREMIOS DEL CONCURSO BIBLIOTECA "JUAN PABLO DUARTE" 2004**

**COLECCIÓN DEL BANCO CENTRAL DE LA REPÚBLICA
DOMINICANA**

VOL. 76

Serie Nueva Literatura Económica, No. 8

Nueva literatura económica dominicana : premios del
Concurso Biblioteca "Juan Pablo Duarte"
2004. - Santo Domingo : Banco Central de la
República Dominicana, 2005.
193p. - (Colección del Banco Central de la
República Dominicana ; vol. 76. Serie nueva literatura
económica ; no.8)

ISBN 99934-30-79-X

1. República Dominicana - Política económica
2. República Dominicana - Condiciones económicas
3. Tipo de cambio. I. Serie

LC HC 153.5. A1N8 2005

CDD 21. ED. 330.97293

©2005

Publicaciones del Banco Central de la República Dominicana

Comité de Publicaciones:

José Alcántara Almánzar, Presidente

Carmen Beatriz Rodríguez De los Santos, Miembro

Luis José Bourget, Miembro

Luis Martín Gómez, Miembro

Miguel A. Frómeta, Miembro

Betania Corletto de Echavarría, Secretaria

Edición al cuidado de Betania Corletto de Echavarría y Elvis Soto
Diseño y arte de la portada: Orlando Abreu/Equis, S. A.

Diagramación e impresión:

Subdirección de Impresos y Publicaciones del

Banco Central de la República Dominicana

Calle Dr. Pedro Henríquez Ureña esq. Leopoldo Navarro

Santo Domingo, República Dominicana

Impreso en la República Dominicana

Printed in the Dominican Republic

CONTENIDO

Prólogo	13
Agradecimiento.....	21
Primera Parte	
Neutralidad monetaria en República Dominicana: antes y después de la crisis bancaria 2003	25
<i>Ellen Pérez Ducy de Cuello y Alexander Medina Feliz</i>	
Introducción	27
Parte I	
1. Definición de dinero	31
1.1 Funciones elementales del dinero	31
1.2 Tipos de dinero	32
2. Aspectos teóricos de la neutralidad monetaria	33
3. Datos	34

4. Metodología de estimación y pruebas empíricas de la neutralidad monetaria	35
4.1 Metodología de Fisher y Seater	36
4.2 Metodología de McGee y Stasiak	40
4.3 Metodología de Barros.....	44
4.4 Resultados	48
5. Comparación de los resultados con otros estudios empíricos	50

Parte II

6. Historial de la crisis bancaria en República Dominicana y las medidas de política monetaria tomadas en el 2002-2003	55
6.1 Crisis bancaria y medidas de salvamento bancario.....	55
6.2 Política monetaria restrictiva	61
6.3 Desempeño económico	63

Parte III

7. Estimación de la evolución no reportada de los agregados monetarios.....	65
7.1 Datos y comportamiento del M1 en el 2003. Creció M1 realmente?	66

7.2 Método de cálculo del indicador alternativo del dinero.....	71
---	----

Parte IV

8. Reestimación de las pruebas de neutralidad con el indicador F1	77
8.1 Resultados con la metodología de Fisher y Seater.....	77
8.2 Resultados con la metodología de McGee y Stasiak.....	78
8.3 Resultados con la metodología de Barro	79
9. Evaluaciones comparadas de neutralidad monetaria luego de la crisis bancaria	81
10. Conclusiones	83
Bibliografía.....	85
Anexos	89

Segunda Parte

Un análisis del ciclo económico de la República Dominicana bajo cambios de régimen	117
<i>Alexis Vidal Cruz Rodríguez</i>	
1. Introducción	119
2. Probabilidades de distribuciones mixtas y el algoritmo de maximización de expectativas (EM)	122

3. Los datos	127
4. El modelo	129
5. Resultados.	131
6. Conclusión	143
Bibliografía.....	145

Tercera Parte

Las fluctuaciones económicas en la República Dominicana cuantificación y análisis	149
<i>Carlos Julio Camilo V.</i>	

1. Introducción	151
2. Antecedentes	152
3. Análisis univariado de series macroeconómicas de la República Dominicana 1970-2003	153
3.1 Comparación de estadísticas descriptivas por períodos	154
3.1.1 Análisis comparativo entre períodos.....	154
3.1.2 Análisis por períodos electorales, preelectorales y postelectorales	157
3.1.3 Pruebas de igualdad de media y varianza	160

3.2 Correlaciones entre el componente cíclico de las variables macroeconómicas y el ciclo económica 163

3.3 Análisis de causalidad 168

4. Políticas o suerte: análisis de varianza con modelo VAR como instrumento.....170

4.1 Moderación en la volatilidad de series macroeconómicas de la República Dominicana 170

4.2 El modelo.....172

4.3 Resultados: políticas.....174

5. Conclusiones 179

Bibliografía.....181

Anexos.....183

Historia de los jurados del concurso 189

Colección del Banco Central de la República Dominicana.. 195

PRÓLOGO

PALABRAS DE LA VICEGOBERNADORA

Lic. Clarissa de la Rocha de Torres

Me complace y agradezco la presencia de todos ustedes esta tarde de regocijo y satisfacción. Es ciertamente muy grato para quien les habla encabezar esta importante entrega de galardones del Concurso de Economía Biblioteca “Juan Pablo Duarte”, edición del año 2004, certamen que podemos considerar que ha llegado a su mayoría de edad, ya que tiene dieciocho años ininterrumpidos de existencia, gracias al decidido apoyo de las autoridades del Banco Central de la República Dominicana, a la excelente labor de los jurados, y a la constancia de los investigadores.

Precisamente, el Lic. Héctor Valdez Albizu, Gobernador del Banco Central, participó como miembro del jurado en el primer concurso, celebrado en 1986. Desde entonces son muchos los avances que se han producido en el campo de la economía, ciencia que, con instrumentos diversos y el auxilio de otras disciplinas, intenta no sólo diagnosticar y explicar, sino prevenir y contribuir a trazar políticas adecuadas para el desarrollo autosostenible. En las tres ocasiones en que ha tenido la oportunidad de ser Gobernador del Banco Central, no sólo ha seguido de cerca la evolución del Concurso de Economía, sino que he tratado, dentro de las posibilidades de la institución, de fortalecerlo y contribuir a su difusión.

Como ustedes recordarán, el concurso fue creado para promover la investigación y el análisis de la problemática

nacional e incrementar los servicios de la biblioteca de la institución. Y así continúa casi veinte años después, sólo que con más impulso y mayores dotaciones en metálico.

Durante mucho tiempo el Banco Central establecía los temas para que los investigadores escogieran los de su preferencia. Desde hace años, se deja en total libertad al investigador para escoger el área y la temática de su dominio. Con los trabajos ganadores ha logrado formarse, en todos estos años, una bibliografía especializada en temas de política monetaria, cambiaria y crediticia, política fiscal, dinámica del sector financiero, desarrollo económico, entre otros de no menos relevancia.

Contamos ya con un excelente grupo de investigadores jóvenes que han sido galardonados en diferentes años. Y como novedad, en los últimos tiempos, varios economistas del propio Banco Central han obtenido los principales premios, demostrando así que nuestra institución es una cantera de talentos en materia económica.

Permítanme agradecer públicamente la magnífica, desinteresada y rigurosa labor de los miembros del jurado, doctores José Luis Alemán, Opinio Álvarez Betancourt, Julio Andújar, Miguel Ceara Hatton, Porfirio García y Peter A. Prazmowski, quienes colaboran con nuestra institución al mismo tiempo que contribuyen al desarrollo de la ciencia económica en nuestro país.

Por último, mis felicitaciones a los ganadores de esta edición, cuyos nombres escucharemos dentro de unos momentos, exhortándoles a que continúen participando. También a los que la suerte no ha favorecido en esta oportunidad, pero a quienes deseo manifestarles que no deben desmayar en sus propósitos de triunfo.

Muchas gracias.

PALABRAS DEL DOCTOR JOSÉ LUIS ALEMÁN, S. J.

Para mí es un honor y un placer haber sido designado por el jurado de los premios “Biblioteca Juan Pablo Duarte 2004” para agradecer el mecenazgo del Banco Central de la República Dominicana en las personas de su Gobernador y de los Miembros de la Junta Monetaria, y para felicitar a los concursantes todos y muy particularmente a los galardonados.

El patrocinio del Banco ha servido de incentivo eficaz de la investigación económica en el país y hasta de oportunidad a miembros de su Dirección de Estudios Económicos para mejor fundamentar a través de la investigación sus recomendaciones de política monetaria.

El jurado me encarga señalar a potenciales concursantes algunos desiderandos encaminados a mejorar futuros trabajos sin ánimo de minusvalorar el enfoque, el método y la calidad de los presentados al concurso de este año.

Desearíamos siempre un tratamiento cabal aunque conciso del estado de la investigación actual del tema recordando que el avance científico no consiste en comprobar una vez más hipótesis generalmente aceptadas sino en negarlas. Sornette, destacado geofísico y economista francés, expone con las siguientes palabras el proceso de avance científico citando a Freeman Dyson:

“El Deber profesional de todo científico enfrentado a una nueva y fascinante teoría es tratar de probar que es errónea. Esta es la manera cómo la ciencia avanza y se mantiene fiel a la busca de la verdad. Toda nueva teoría tiene que defenderse contra fuertes y a veces duras críticas. La teoría que sobrevive esta crisis se hace más precisa y acaba por integrarse al creciente

cuerpo del conocimiento científico. En esto consiste el llamado método científico” (Why Stock Markets Crash, Princeton University Press, 2003, p.65).”

Ciertamente como bien enfatiza Keynes (Teoría General, p.VIII) nada más difícil que librarse de la trampa de doctrinas generalmente aceptadas. Por eso me propongo esbozar con mis palabras posibles senderos para una investigación más original o, mejor dicho, más penetrante. Me pregunto, además, por qué la investigación económica, aun la econométrica, es tan iterativa.

Encuentro dos posibles explicaciones de la relativa falta de originalidad de buena parte de la abundantísima literatura económica de estos años: una expuesta por Pareto, otra presentada por Coase. De ellos podemos aprender mucho quienes nos esforzamos por comprender mejor el modo de proceder de la economía dominicana.

Pareto creó a fines de los ochocientos una rama importante de la economía: la del bienestar. En su honor las condiciones teóricamente ideales de política económica se llaman “óptimos de Pareto”. Coase fue otro gran innovador en el campo de la organización de la empresa con los costos de oportunidad -de información, de contratación y de eventual recurso a tribunales- y su exigencia de tener en cuenta las opciones de otros agentes que pueden actuar en el mercado, sean privados o públicos. Oigamos sus reflexiones sobre métodos y originalidad económicos.

Pareto estimaba que la tentación del economista es “su tendencia a analizar los fenómenos económicos como relaciones de causa y efecto siendo así que suelen ser de interdependencia” (Manual of Political Economy, ed. Augustus M. Kelly 1971, p.30).

El predominio del estudio de la causalidad como esquema metodológico de investigación ha facilitado mediante la

conocida distinción de variables -exógenas y endógenas- el unidimensional empleo de la econometría como instrumento por excelencia de los estudios económicos empeñados en comprobar o falsificar empíricamente hipótesis teóricas causales pero sin adentrarnos en la muy difícil empresa de analizar la estructura de los modelos.

Desgraciadamente los supuestos heróicos de la econometría en cuanto se refiere al tipo de funciones y a datos adecuados se prestan por su misma índole de modelo metodológico universal a simplificaciones cuestionables, a la aceptación pura y simple de modelos ya explorados en otros países, normalmente en los Estados Unidos, y al empleo acrítico de los datos existentes como aproximaciones aceptables de la realidad bajo el moto de que algo es mejor que nada.

Precisamente en contra de estas tendencias Coase en su discurso de aceptación del Premio Nobel de Economía, 1991 señaló la falta de estudio de realidades concretas como causa principal del lento avance de la teoría económica:

“Las interrelaciones (económicas) son extremadamente complejas y no es fácil determinar cuales son (los) factores que las explican en nuestro presente estado de conocimiento. Lo que necesitamos es más investigación empírica... He llegado a la conclusión de que el principal obstáculo que se les presenta a los investigadores es la falta de investigación disponible... Esta... disponibilidad de información y el estímulo que significa para todos los investigadores que trabajan en la estructura institucional de la producción el que se me conceda el premio Nóbel, debería traducirse en la disminución de ese elegante y estéril teorizar tan comúnmente encontrado en la literatura económica en la actualidad, y debería llevar a estudios que mejoren nuestra comprensión de cómo funciona un sistema económico real” (La empresa, el mercado y la ley, Alianza Económica, 1994, pp.215 y s.).

Son estas razones, más que falta de dominio técnico, los determinantes –es mi interpretación- que movieron a la mayoría del Jurado a dejar vacante algún premio de este concurso. Nos gustaría que los trabajos insistiesen más en el estudio estructural de la economía dominicana. Muchos modelos econométricos están inspirados en economías prácticamente cerradas, al menos en la poca importancia relativa del sector externo, en la escasa consideración de factores cambiarios, y en la eficacia de los instrumentos fiscales y monetarios. Modelos verosímiles para los Estados Unidos pueden ser inadecuados para una pequeña economía abierta y poco institucionalizada como la nuestra.

Deseamos, brevemente, que se resalten más las peculiaridades dominicanas de las estructuras de producción, consumo y empleo en orden a diseñar políticas cada día mejores.

Termino con unas palabras de Coase:

“Mis palabras han sido interpretadas algunas veces como si dejara entrever en ellas cierta hostilidad por mi parte hacia la matematización de la teoría económica. Es falso. En realidad, una vez que se comienzan a descubrir los factores reales que afectan al funcionamiento del sistema económico, las complicadas interrelaciones entre los mismos necesitarán un tratamiento formal, como en las ciencias naturales; y economistas como yo que escribimos en prosas, aceptamos el relevo. Esperamos que suceda pronto”.

“Soy plenamente consciente de que economistas a los que respeto y admiro no están de acuerdo con las opiniones que he expresado y algunos hasta pueden sentirse ofendidos. Pero un

estudioso debe contentarse sabiendo que aquello que es falso de sus afirmaciones, pronto será puesto en evidencia. En cuanto a lo que es verdadero, puede contar con verlo finalmente reconocido, siempre que viva lo suficiente” (p.216).

Hasta aquí Coase. “Magíster dixit”. Habló el maestro. Muchas gracias felicitaciones y ánimo para seguir abriendo camino al andar.

José Luis Alemán, S. J.

Santo Domingo,
23 de noviembre de 2004.

AGRADECIMIENTO

Ellen Pérez Ducy de Cuello y Alexander Medina Félix

Primero deseamos agradecer al Banco Central y sus máximos representantes por fomentar cada año uno de los pocos certámenes de una rama del saber en la República Dominicana. El concurso de la Biblioteca Juan Pablo Duarte es fuente de estímulo para muchos economistas y foro de presentación y disseminación de trabajos. Vaya también nuestro reconocimiento a la Biblioteca y su Director, mi querido Prof. José Alcántara, por su labor de organización e impresión. Asimismo, deseamos agradecer al Dr. John Seater de la Universidad de Carolina del Norte, Estados Unidos, por sus valiosos comentarios sobre la metodología que lleva su nombre.

Nuestro trabajo de este año “Neutralidad Monetaria antes y después de la Crisis Bancaria de 2003” evalúa mediante tres metodologías diferentes la neutralidad monetaria en el corto y largo plazo basadas en las series oficiales de agregados monetarios. La crisis bancaria de 2003, sin embargo, reveló cantidades insospechadas de circulante. Para aplicar correctamente las metodologías se elaboró un indicador de M1 que cumple todas las funciones del dinero y logra simular las tendencias de la serie original al mismo tiempo que incorpora montos crecientes de circulante. La metodología utilizada proyecta correctamente el volumen de M1 descubierto en 2003.

La confirmación de la no-neutralidad del dinero mediante las tres metodologías aún para el nuevo indicador del dinero resalta la influencia de la política monetaria sobre la actividad económica real. Este resultado enlaza con nuestros aportes del año pasado donde comprobamos la presencia de predominio fiscal y sus efectos sobre la inflación, y documentamos la preponderancia de factores internos sobre

los factores externos en el mercado cambiario. El conjunto de estos trabajos verifica la necesidad de concretar la independencia del Banco Central y de sus acciones para abocarse exclusivamente al cumplimiento de su mandato legal de velar por la estabilidad de precios. Esta labor debe ser apoyada por una supervisión bancaria efectiva y estricta la cual no permita la captura de las funciones del Banco Central por parte de entes regulados en detrimento de la estabilidad y la justicia económica.

En cuanto a la declaración del primer lugar de este concurso como desierto entendemos que un galardón vacante deslustra los premios restantes por lo cual hubiésemos preferido una clasificación inferior en un concurso declarado válido a la mayor clasificación en un concurso inhabilitado. Cabe destacar que en 2002 el jurado declaró desierto el concurso porque consideraba que los trabajos “deben hacer uso de la teoría y literatura económica de manera analítica y creativa, y con posibilidades de aplicabilidad práctica al quehacer de la política económica...profundizando...en los aspectos mas relevantes de los problemas propios de una economía pequeña y abierta como la nuestra”¹.

Si la decisión de este ilustre jurado reflejó la insuficiente calidad de los trabajos presentados, sólo podemos prometer asumir una labor más intensa de estudio, capacitación y trabajo. Si la decisión refleja cualquier otro factor o ideal, sometemos a su consideración la necesidad de que se elabore una metodología de evaluación mas cuantitativa a fin de facilitar las discusiones y comparaciones de trabajos diversos en sus objetivos y métodos. No obstante, reconocemos la labor y el tiempo de revisión y discusión que conlleva tal compromiso para los evaluadores.

En última instancia, nos sometemos a la decisión del jurado y su metodología de evaluación no sin dejar constancia de que

¹ Lic. Roberto Liz, Prólogo, *Nueva Literatura Económica Dominicana*, 2002.

aceptamos el premio apegados al espíritu de disciplina y respeto que merece el Concurso cuyo veredicto asumiremos como un reto de superación. Sólo nos queda aspirar a que nuestros esfuerzos y los de los demás concursantes sean de todas formas aportes de valor al estudio de la economía dominicana y de interés a quienes tienen la responsabilidad de dirigirla.

Ellen Pérez Ducy de Cuello y Alexander Medina Félix

PRIMERA PARTE

Neutralidad monetaria en República Dominicana: antes y después de la crisis bancaria 2003

Ellen Pérez Ducy de Cuello y Alexander Medina Félix

SÍNTESIS

El presente estudio explora la neutralidad del dinero en la República Dominicana, tanto en el corto como en el largo plazo. Para ello se utilizan tres metodologías: la de Fisher y Seater, la de McGee y Stasiak y la de Barro. Los resultados sugieren: 1) el incumplimiento de la neutralidad del dinero en el corto plazo 2) evidencia de neutralidad del dinero a partir de dos años y medio luego de efectuado un choque monetario. A raíz de la crisis bancaria de 2003 se descubre que los agregados monetarios reportados hasta ese momento eran incorrectos. Se procede pues, a intentar estimar un nuevo indicador del dinero para proceder a reevaluar las pruebas anteriores. Los resultados con el indicador nuevo sugieren el incumplimiento de la neutralidad tanto en el corto plazo como en el largo plazo, definido aquí en un período de 5 años. Lo anterior lleva a replantear la validez de estudios anteriores.

INTRODUCCIÓN

La neutralidad del dinero establece que cambios en la oferta monetaria no tendrán ningún efecto sobre los niveles de producción, la tasa de interés real, ni el empleo. Este postulado clásico expuesto por David Hume¹, establecía una diferenciación entre las variables nominales y reales, considerando que cambios en las variables nominales no afectaban a las variables reales, a menos en el largo plazo. En el corto plazo se ha determinado que factores tales como la persistencia de precios, rigidez de salarios o problemas de información pueden resultar en el no-cumplimiento de los postulados de la neutralidad.

La neutralidad es, por tanto, un tema trascendental para la realización de una política monetaria efectiva. El tema adquiere mayor importancia en la actualidad debido a que el 2003 ha resultado en un aumento significativo de los

¹ "All augmentation [of gold and silver] has no other effect than to heighten the price of labour and commodities; and even this variation is little more than that of a name...Money having chiefly a fictitious value, the greater or less plenty of it is of no consequence if we consider a nation within itself" D. Hume, "Of Interest", 1752, in *Essays*, p.296-7.

agregados monetarios reportados en la República Dominicana a consecuencia de una crisis bancaria provocada por la quiebra de dos bancos importantes². Además, el 2003 quedará perfilado como un período de alta inflación, depreciación y crecimiento económico negativo.

En este trabajo se intentará verificar dos aspectos fundamentales: 1) si el dinero ha sido neutral en República Dominicana, tanto en el corto como en el largo plazo, utilizando datos del M1 reportados por el Banco Central 2) comprobar si los resultados de la primera parte del trabajo se mantienen cuando se utiliza un indicador del dinero alternativo que es producto del desenvolvimiento de la economía y que es calculado econométricamente a través de variables económicas observadas³.

Para ello utilizaremos tres metodologías diferentes: la primera estima la neutralidad del dinero (M1) en el largo plazo; las otras dos desagregan el dinero en sus componentes anticipado y no anticipado⁴ lo que nos permite evaluar por separado el efecto de éstos sobre la actividad económica real en el corto plazo⁵. Para realizar el estudio se utilizaron datos trimestrales de la República Dominicana

² Baninter y Bancrédito

³ Esta reestimación del agregado monetario M1 se realiza debido a los cuestionamientos hechos a la validez de los resultados econométricos de estudios que utilicen el M1 publicado por el Banco Central debido a la aparición de "dinero no reportado" por parte de algunas instituciones bancarias.

⁴ Los términos inesperado y no-anticipado se utilizarán indistintamente en el trabajo.

⁵ La importancia de estimar por separado los efectos del dinero anticipado o no anticipado sobre el PIB radica en que algunas ocasiones el dinero total no produce ningún efecto sobre el PIB real a nivel econométrico pero cuando se hace por separado puede resultar significativo. Para la verificación de la neutralidad del dinero en el corto plazo este tema es esencial pues la hipótesis de expectativas racionales sostiene que en el corto plazo el dinero anticipado no tiene efecto sobre la actividad económica real pero los no anticipados sí.

correspondientes al período enero-marzo 1990 (T1 90) a enero - marzo 2003 (T1 03).

Luego de efectuadas las distintas comprobaciones empíricas, los resultados de las pruebas realizadas son comparados a los de otros estudios en varios países. Por último se esbozan las conclusiones y algunas recomendaciones para futuros estudios.

Parte I

1. Definición de dinero

Dinero es "cualquier cosa que los miembros de una comunidad estén dispuestos a aceptar como pago de bienes y deudas"⁶.

1.1 Funciones elementales del dinero

La función elemental del dinero es la de intermediación en el proceso de cambio. El hecho de que los bienes tengan un precio proviene de los valores relativos de unos bienes con respecto a otros.

La causa de estas relaciones se origina en la comparación del valor de los bienes y en las contingencias del mercado. La fuente de esos valores puede ser el trabajo incorporado en esos bienes o la utilidad que le atribuyen los individuos, según nos orientemos a una teoría objetiva o subjetiva del valor.

Las funciones que cumple el dinero son:

1. Facilitar el intercambio de mercaderías. Por tratarse de un bien convencional de aceptación general y garantizado por el Estado.

2. Actuar como unidad de cuenta. Es decir, expresar en determinadas unidades los valores que ya poseen las cosas. En este caso, se denomina función numeraria.

3. Patrón monetario. Regulación de la cantidad de dinero en circulación en una economía, a través de una paridad fija con otro elemento central que lo respalda, que puede ser un

⁶ Miller.L y Pulsinelli (1997)

metal precioso o una divisa fuerte de aceptación generalizada a nivel internacional para todo tipo de transacciones comerciales.

4. Reserva de valor. En una hipotética economía de trueque, las personas cambian mercancías por otras. Al pasar a una economía monetaria, estas transacciones se desglosan en dos partes: por un lado, los individuos efectúan operaciones de venta (cambian bienes y servicios por dinero), por otro lado, efectúan operaciones de compra (dinero por mercancía). Esto implica una desagregación del cambio no sólo material, sino también temporal. Es decir, el individuo que ha obtenido dinero, posee un poder adquisitivo que podrá materializar en el momento que estime oportuno.

5. Medio de transferencia del poder adquisitivo. Cuando una persona otorga un crédito a otra, le está transfiriendo capacidad de compra por un tiempo determinado. Para el prestamista, la operación le brinda una reserva de valor por el monto acordado, y para el prestatario representa una transferencia de poder de compra.

6. Medio de pago de las obligaciones monetarias. Las obligaciones de dar una cierta suma de dinero, se cancelan entregando esa cantidad monetaria.

7. Instrumento de política económica. Las autoridades monetarias pueden influir en la economía regulando la cantidad de circulante, los créditos bancarios, etc.; de esta manera, se influye en la estructura productiva, en las inversiones, en el poder adquisitivo de la población.

1.2 Tipos de dinero

- Dinero - mercancía: consiste en la utilización de una mercancía (oro, sal, cueros) como medio para el intercambio de bienes. La mercancía elegida debe ser: duradera, transportable, divisible, homogénea y de oferta limitada.

- Dinero -signo: billetes o monedas cuyo valor extrínseco, como medio de pago, es superior al valor intrínseco. El dinero signo es aceptado como medio de pago por imperio de la ley que determina su circulación (curso legal). El dinero signo descansa en la confianza que el público tiene en que puede utilizarse como medio de pago generalmente aceptado.

- Dinero - giral: representado por los depósitos bancarios.

2. Aspectos teóricos de la neutralidad monetaria

La neutralidad del dinero se refiere al caso en que variaciones en los agregados monetarios tienen efecto nulo sobre las variables reales. En este sentido, existen dos teorías que tratan sobre la relación entre los fenómenos monetarios y los reales en una economía: la monetarista y la keynesiana.

La teoría monetarista prevé que un aumento de los agregados monetarios sólo puede resultar en mayor inflación sin afectar el nivel de producción real. La keynesiana, sin embargo, contempla la posibilidad de que, al menos en el corto plazo, exista una interacción entre los fenómenos reales y los monetarios⁷.

En el marco de la corriente monetarista podemos encontrar el trabajo de Fischer y Seater (1993) donde los autores plantean que neutralidad implica que cambios exógenos y permanentes del nivel de oferta monetaria dejan inalterados los niveles de las variables reales como el PIB⁸, pero resultan en un cambio equiproporcional en los niveles de las variables nominales como los precios.

Dentro del enfoque Keynesiano, Fisher (1977) y Phelps y Taylor (1977) desarrollan una teoría de no- neutralidad que

⁷ Mishkin, F, 1986.

⁸ Producto Interno Bruto Real

dice que los cambios anticipados en la política monetaria afectan a las variables reales al menos en el corto plazo. Así mismo, Ball y Romer (1987) han demostrado que factores tales como rigideces en los salarios y en los precios pueden resultar en no-neutralidad del dinero. Cabe agregar que otros autores han comprobado no neutralidad causada por información imperfecta o comportamiento irracional de los agentes económicos⁹.

Lucas (1972) propone la teoría de que el dinero puede afectar la actividad económica en el corto plazo debido al incumplimiento de la hipótesis de Expectativas Racionales (ER), que sostiene que los agentes económicos utilizarán toda la información disponible para pronosticar una variable. Es decir, los agentes evitan cometer errores sistemáticos¹⁰. En este sentido el dinero no anticipado (M1u) podría tener un efecto sobre la actividad económica real (y esto sólo en el corto plazo) como resultado de la alteración desmedida de las expectativas, al ocurrir un choque monetario no predicho por los agentes.

3. Datos

La fuente de datos utilizados en este estudio son los boletines trimestrales del Banco Central de la República Dominicana. Los datos se encuentran en una periodicidad trimestral para el período 1991:3 -2003:2.

Seleccionamos el agregado monetario M1 como un indicador del dinero en República Dominicana por dos razones principales:

- Cumple con todas las funciones del dinero.

⁹ Demery y Duck (2002) desarrollan el concepto de Expectativas Racionales Óptimas donde se analiza el efecto sobre la neutralidad de aquellos casos donde la información utilizada es un subconjunto elegido del total disponible determinado como óptimo por los agentes económicos. Tal caso impone restricciones sobre la comprobación de la teoría de expectativas racionales.

¹⁰ En la teoría de las expectativas adaptivas los agentes económicos sistemáticamente cometen errores.

- Es el indicador normalmente utilizado en los estudios de neutralidad que utilizan metodologías similares a la de este trabajo, por lo que es conveniente a la hora de realizar comparaciones.

Para la ecuación de estimación del M1 en la sección 6.3, donde calculamos el indicador del dinero F1, se utilizaron datos anuales del 1982-1996 que luego fueron trimestralizados acorde a la estructura estacional de los datos oficiales.

4. Metodologías de estimación y pruebas empíricas de la neutralidad monetaria

En este trabajo se presentan tres metodologías para comprobar la existencia de neutralidad del dinero en el corto y largo plazo (5 años). La primera metodología fue desarrollada por Fisher y Seater (1993). Estos autores formalizan la neutralidad de largo plazo (LRN) en el contexto de un modelo ARIMA y muestran además cómo LRN y LRSN (superneutralidad de largo plazo) dependen del orden de integración de las variables.

Las restantes metodologías se basan en el postulado de expectativas racionales (ER) de Lucas, según el cual, los agentes económicos incorporan en el largo plazo a sus funciones de reacción toda la información disponible, lo cual permite efectuar pronósticos correctos de las variables; pero en el corto plazo existen choques no anticipados que no pueden ser incorporados a su función de reacción por lo que el dinero puede afectar la actividad económica. Las metodologías desarrolladas por McGee y Stasiak (1985) y Barro (1978), analizan la neutralidad del dinero en el corto plazo y son las utilizadas en este trabajo con este fin.

¹¹ En este estudio se analizará sólo la neutralidad dejando para estudios posteriores la hipótesis de superneutralidad.

4.1 Metodología de Fisher y Seater

En el estudio de Fisher y Seater se hace una distinción entre la neutralidad de largo plazo (LRN) y la superneutralidad de largo plazo (LRSN)¹¹. La hipótesis de neutralidad estipula que cambios exógenos en la oferta monetaria mantienen inalterados los niveles de las variables reales y conducen a cambios equiproporcionales en el nivel de precios y en otras variables nominales; la de superneutralidad afirma que cambios exógenos en la tasa de crecimiento de la oferta monetaria no afectan los niveles de las variables reales.

Fisher y Seater (1993) definen la derivada de largo plazo del producto con relación al dinero de acuerdo a la siguiente ecuación:

$$LRD_{y,m} = \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial y_{t+k} / \partial u_t}{\partial m_{t+k} / \partial u_t} \quad (2)$$

donde $LRD_{y,m}$ es la derivada de largo plazo de y con respecto a m , $\partial m_{t+k} / \partial u_t$, representa el cambio de la variable monetaria ante una variación exógena del dinero y $\partial y_{t+k} / \partial u_t$, el cambio de una variable indicador del nivel de actividad económica real ante un cambio exógeno del dinero.

Para que se pueda comprobar la neutralidad del dinero se requieren ciertos requisitos en cuanto al nivel de integración de las variables envueltas, M1 y PIB. Los niveles de integración son importantes porque la respuesta de una variable a otra depende de esos niveles. Por ejemplo, si hay cambios estocásticos permanentes en el nivel de la oferta monetaria la respuesta del nivel de actividad económica real dependerá de si hay o no cambios permanentes en el nivel o en la tasa de crecimiento del producto.

A continuación se presentan los cuatro casos de integración de M1 y del PIB y sus implicaciones sobre la comprobación de la hipótesis de neutralidad monetaria. La notación (m) representa el nivel de integración del logaritmo de la variable M1 y la notación (y) el nivel de integración del logaritmo de la variable PIB.

Caso (i): Cuando $(m) < 1$.

Para estos casos la derivada a largo plazo no está definida. Si la serie del logaritmo de M1 es estacionaria, no se evidenciarían cambios estocásticos permanentes en M1, por lo que no es posible comprobar la neutralidad en el largo plazo del dinero.

Una excepción dada en este caso es cuando $(m) = 0$ e $(y) = 1$, aquí cambios transitorios en M1 estarían asociados a efectos permanentes en el PIB. Así aunque la derivada a largo plazo $LRD_{y,m}$ no está definida, evidentemente hay una violación de la neutralidad en el largo plazo.

Específicamente, en el caso en que ambas variables sean $I(0)$, o que ninguna presente aumentos permanentes, se entiende que las variaciones son transitorias. Esto implica que las pruebas realizadas con tales variables verificarían solamente la neutralidad en el corto plazo.

Caso (ii): Cuando $(m) > (y) + 1 > 1$, $LRD_{y,m} = 0$.

Se puede determinar la neutralidad del dinero de forma inmediata. Si el PIB está en términos reales la hipótesis de neutralidad se cumple debido a que, como predice la teoría, un cambio permanente en M1 no tendría efecto en el PIB real en el largo plazo. Si el PIB es nominal, un cambio permanente

en el dinero debería tener un efecto uno a uno en el PIB nominal, es decir $LRD_{y,m}$ debería ser igual a 1. En este caso $LRD_{y,m}$ es igual a cero, por lo que con variables nominales la hipótesis de neutralidad es rechazada. Ejemplo, cuando $(m) = 1$, e $(y) = 0$, cambios permanentes en M1 no se pueden asociar con cambios permanentes en el PIB.

Caso (iii): Cuando $(m) = (y) \geq 1$

La neutralidad es comprobable. En el caso de que $(m) = (y) = 1$ las pruebas de neutralidad son posibles porque hay cambios permanentes tanto en M1 como en el PIB. Cuando $(m) = (y) = 2$, sólo las pruebas de neutralidad son válidas¹².

Caso (iv): Cuando, $(m) = (y) = 1$

En este caso un disturbio exógeno del dinero no sólo tiene un efecto permanente en el nivel de la variable monetaria sino también en la tasa de crecimiento del PIB, la hipótesis de neutralidad es, por tanto, comprobable.

En consonancia con los lineamientos de esta metodología se efectuaron pruebas ADF¹³ para dilucidar la posibilidad de evaluar la neutralidad del dinero en el contexto de una ecuación bi-variable. Encontramos que:

¹² La prueba de superneutralidad no procede debido a que la magnitud de cómo un cambio en la tasa de crecimiento del M1 afecta a la tasa de crecimiento del PIB es equivalente a la magnitud de cómo un cambio en el nivel del dinero afecta al nivel de la actividad económica;

es decir, $LRD_{\Delta y, \Delta m} = LRD_{y,m}$.

¹³ Dickey Fuller Aumentado. Los resultados presentados son para pruebas con tendencia e intercepto.

Tabla 1
Resultado de la Prueba Dickey-Fuller Aumentado

	ADF para datos en nivel	ADF para datos en 1ra diferencia	Valor crítico al 1%	Nivel de Integración
M1L	-2.00	-4.56	-4.13	I(1)
PIBRL	-8.01		-4.13	I(0)

Tanto M1L como PIBRL (los logaritmos de las variables M1 y PIB real) tienen un orden de integración I(1). Por tanto, es posible efectuar comprobaciones de neutralidad a largo plazo ya que tanto M1 como las medidas de PIB presentan cambios permanentes.

Fisher y Seater definen la forma comprobable de la derivada de largo plazo como:

$$(y_t - y_{t-j}) = c_k + \beta_k (m_t - m_{t-j}) + e_{kt} \quad (3)$$

donde y_t es el PIB en el período t , y_{t-j} es el dinero M1 en el período $t-j$, j es la cantidad de rezagos aplicados a la variable, e_{kt} es el residuo de la ecuación. En los anexos estadísticos están construídas las series de datos y se muestran los rezagos necesarios para llevar a cabo la comprobación econométrica de la ecuación (3).

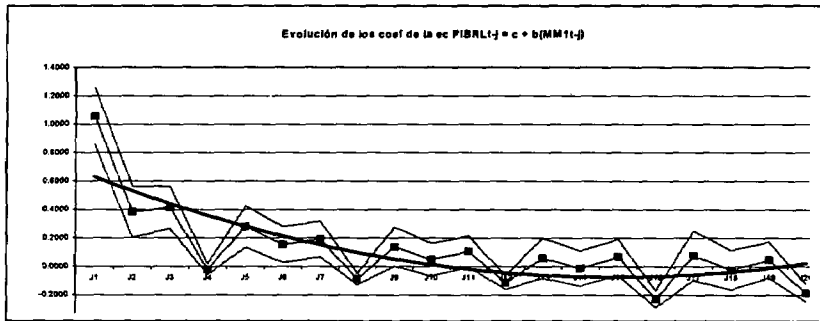
Esta ecuación es estimada para cada nivel de rezago J (donde : $0 < J < 20$). Las series resultantes son las primeras diferencias de rezagos varios J . Los coeficientes resultantes de cada ecuación (ver Anexo 1) se encuentran en el Gráfico No. 1.

Como podemos observar, los coeficientes para los datos trimestrales parecen reflejar cierta estacionalidad. Los coeficientes de los primeros 10 trimestres se mantienen por encima de cero que es el indicador de la neutralidad para la

ecuación con una variable real. No obstante, es de mayor interés observar que la tendencia logarítmica del coeficiente ($\log. \text{coef. } \beta$) es decreciente a medida que aumentan los rezagos, sugiriendo que a mayor rezago menor es el efecto sobre el PIB real de un cambio en M1 en el tiempo. Los resultados sugieren una tendencia a lograrse neutralidad alrededor del décimo trimestre.

GRÁFICO 1

Evolución de los coeficientes (β) de regresión
 $\text{PIBR}_{t-j} = a + \beta \text{M1}_{t-j}$ para diferentes rezagos.



A continuación procederemos a aplicar otras dos metodologías con el objetivo de verificar la neutralidad del dinero en el corto plazo.

4.2 Metodología de McGee y Stasiak

McGee y Stasiak (1985) utilizan un modelo de vectores autorregresivos para mostrar evidencia de que el crecimiento del dinero influye en el crecimiento del PIB real al menos en el corto plazo.

Ellos consideran el siguiente modelo de ecuaciones simultáneas:

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ P_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11}(L) & \alpha_{12}(L) & \alpha_{13}(L) \\ \alpha_{21}(L) & \alpha_{22}(L) & \alpha_{23}(L) \\ \alpha_{31}(L) & \alpha_{32}(L) & \alpha_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ P_t \\ M_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Las variables $Y_t, P_t,$ y M_t son las primeras diferencias de los logaritmos naturales del PIB real, el deflactor del PIB y la oferta de dinero, respectivamente. Los $\alpha_{ij}(L)$ en (5) son polinomios en operadores de rezagos¹⁴.

Yamak y Kuckukkale (1998) expanden el procedimiento de McGee y Stasiak a un sistema de vectores autorregresivos de cinco variables:

$$\begin{bmatrix} PIB_t \\ M1_t \\ G_t \\ P_t \\ TCN_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11}(L) & \alpha_{12}(L) & \alpha_{13}(L) & \alpha_{14}(L) & \alpha_{15}(L) \\ \alpha_{21}(L) & \alpha_{22}(L) & \alpha_{23}(L) & \alpha_{24}(L) & \alpha_{25}(L) \\ \alpha_{31}(L) & \alpha_{32}(L) & \alpha_{33}(L) & \alpha_{34}(L) & \alpha_{35}(L) \\ \alpha_{41}(L) & \alpha_{42}(L) & \alpha_{43}(L) & \alpha_{44}(L) & \alpha_{45}(L) \\ \alpha_{51}(L) & \alpha_{52}(L) & \alpha_{53}(L) & \alpha_{54}(L) & \alpha_{55}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} PIB_t \\ M1_t \\ G_t \\ P_t \\ TCN_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \\ e_{5t} \end{bmatrix} \quad \text{VAR (1)}$$

donde: PIB es el diferencial logarítmico del PIB real; M1 es el diferencial logarítmico del M1; G es el diferencial logarítmico del gasto público nominal; P es el diferencial logarítmico del índice de precios al consumidor y TCN es el diferencial logarítmico del tipo de cambio nominal. Si los coeficientes $\alpha_{21}, \alpha_{22}, \alpha_{23}, \alpha_{24}, \alpha_{25}$ son significativos se aceptaría la hipótesis de neutralidad en el corto plazo.

Para definir la cantidad de rezagos a utilizar en el sistema autorregresivo se utiliza el criterio de error final de predicción (EFP) en el que se varía el número de rezagos de 1 a 6 para cada ecuación en el sistema. El número óptimo de rezagos se selecciona minimizando la siguiente ecuación:

¹⁴ El operador de rezagos distribuidos es la notación matemática de los coeficientes que acompañan a las variables rezagadas y que está compuesto de dos partes: β que es la parte del coeficiente que representa el impacto del rezago de la variable sobre la variable en el periodo actual y λ que es una notación que representa que cada coeficiente β sucesivo es numéricamente inferior a cada β anterior.

$$EFP(m) = [(T + M + 1)/(T - m - 1)][SSR(m)/T]$$

donde T es el número total de observaciones, m es el número de rezagos y SSR(m) es la suma de residuos al cuadrado.

En esta sección se siguió la metodología ampliada de McGee y Stasiak, seguida por Yamak y Kucukkale (1998), estimándose primero un modelo VAR con las variables en diferencia logarítmica del PIB real, el dinero (M1), el gasto público nominal (G), el índice de precios al consumidor (IPC), y el tipo de cambio nominal (TCN) sin excluir estacionalidad.

Las variables son utilizadas en diferencia logarítmica como forma de ver el efecto que llamamos de "corto plazo" del dinero y de sus componentes sobre el PIB¹⁵ real debido a que como ninguna de las variables tiene componente permanente no hay un elemento de tendencia que es lo que caracteriza las evaluaciones de largo plazo¹⁶.

¹⁵ La parte anticipada se compone de la parte tendencial + ciclo + estacionalidad de las series. El no anticipado es el componente irregular. Las series se descomponen en sus partes a través de modelos ARIMA. A continuación vemos un resumen de los componentes estocásticos de una serie. La serie estadística de una variable está compuesta de los siguientes componentes:

$$Y = T * C * E * I$$

T= Tendencia C= Ciclo E=Estacionalidad I= Irregular

Tendencia: corresponde a variaciones de largo plazo, debidas principalmente a cambios demográficos, tecnológicos e institucionales.

Ciclo: se caracteriza por un comportamiento oscilatorio que comprende de dos a siete años en promedio.

Tendencia-Ciclo: como en la práctica resulta difícil distinguir entre el componente tendencia y el cíclico, ambos se combinan en un único componente.

Estacionalidad: es el conjunto de fluctuaciones igual o inferior al año, y que se reproducen de manera reconocible cada año. Se atribuye principalmente al efecto sobre las actividades socioeconómicas de las estaciones climatológicas, festividades religiosas y eventos con fechas relativamente fijas.

Irregular: es el movimiento de la serie que no muestra un carácter periódico reconocible. Representa errores de medición o registro y eventos externos a la serie, que afectan su comportamiento.

En el papel se trabajó con la serie de tiempo del M1 y se construyeron dos M1 alternativos, uno que es el M1ESP que representa el ciclo + tendencia + estacionalidad de la serie M1 y otro es el M1irreg que se compone sólo de la parte irregular.

¹⁶ Debido a que todas las variables eran integradas de orden I(1) se hizo una prueba de Johansen a ver si se podía probar la relación de largo plazo a través de un modelo VAR. La

Se probó la estacionariedad de las variables, a través de la prueba de Dickey- Fuller, comprobándose que todas son $I(1)$ y debido a que las variables son integradas del mismo orden sólo se necesita diferenciarlas una vez para volverlas variables $I(0)$.

Los resultados del cálculo de la EFP para las distintas formas analizadas del modelo se muestran en el Anexo 6 donde se ve que el número óptimo de rezagos en la mayoría de los casos es 6.

A continuación se muestran los modelos ARIMA utilizados para seleccionar la parte irregular de cada una de las series introducidas en los modelos VAR:

Tabla 2

Variables Reales	Modelos Arima Utilizados	AIC	BIC
	(PDQ)(BP,BD,BQ)		
M1	(0,1,1)(0,1,1)	-134.317	-5.46
PIB	(1,0,0)(0,1,0)	528.16	7.795
GASTO	(0,1,0)(1,0,0)	-91.51	-4.58
IPC	(0,1,1)(0,1,1)	-170.89	-6.25
TCN	(2,1,1)(0,0,1)	-243.37	-7.16

En el Anexo 3 se muestran los resultados del modelo VAR(1), se verifica o rechaza la hipótesis de acuerdo a la significancia del coeficiente del M1, en la explicación del PIB. Se nota que el coeficiente del agregado monetario M1 es significativo al 5% para un rezago de dos y cuatro períodos, lo que sugiere que un aumento del dinero tiene efecto sobre la actividad económica real en nuestro país en el corto plazo. Los resultados obtenidos sugieren la no neutralidad del dinero en el corto plazo.

prueba de Johansen mostró que había al menos un vector de cointegración, sin embargo el modelo VAR de neutralidad en el largo plazo para distintos rezagos daba resultados ambivalentes en relación a la significación de los coeficientes del dinero (Ver anexo 13).

Las pruebas anteriores se realizaron con variables no desestacionalizadas. Repetimos las pruebas con las variables desestacionalizadas manteniéndose inalterados los resultados y comprobándose reiteradamente la no neutralidad del dinero en períodos cortos.

4.3 Metodología de Barro

En la metodología de Barro se determina una ecuación del crecimiento del dinero (M1) utilizando una función multivariable¹⁷. Los valores que arrojan la ecuación se toman como la medida del dinero anticipado y los residuos de la ecuación como la medida del dinero no anticipado. Luego se construye una ecuación del PIB¹⁸ con valores rezagados de la estimación del dinero no anticipado para ver si este tiene impacto en el PIB en el corto plazo¹⁹.

Con respecto a esto último, Jah y Donde (2001) señalan que para verificar la no neutralidad monetaria en el corto plazo

¹⁷ Barro (1978) usa: $Md1 = c + \beta_1 * Md1_{t-1} + \beta_2 * Md1_{t-2} + \beta_3 * FEDV_t + \beta_4 * UN_{t-1} + \varepsilon_t$

donde:

$Md1 = (\log(M)_t - \log(M_{t-1}))$
público "de tendencia")

$FEDV = \log(\text{gasto público}) - \log(\text{gasto público "de tendencia"})$

$UN = \log(U/1 - U)$ donde U es la tasa de desempleo $\varepsilon_t =$ residuo de la ecuación

¹⁸ Barro (1978) usa:

$$LOG(PIBr) = c + \beta_0 * \log(\varepsilon_t) + \beta_1 * \log(\varepsilon_{t-1}) + \beta_2 * \log(\varepsilon_{t-2}) + \beta_3 * \log(\varepsilon_{t-3}) + \beta_4 * MIL + \beta_5 * t + u$$

donde:

$\varepsilon_t =$ es el residuo de la ecuación del dinero representando el dinero no anticipado

MIL = variable tendencia sobre el reclutamiento militar tomada como indicador del desempleo

PIBr = PIB real

t = variable tendencia

u = es el residuo de la ecuación.

¹⁹ Es interesante recalcar que debido a que las variables son estacionarias (para ello se diferenciaron) no tienen elemento permanente y las estimaciones resultantes son de corto plazo.

²⁰ Esta variable opera como un indicador del motivo fiscal para la creación del dinero.

es necesario comprobar adicionalmente que tampoco el dinero anticipado tenga impacto sobre el PIB.

El estudio de Barro (1978) utiliza como variables explicativas el Dinero M1, el desempleo (efecto anti-cíclico) y una estimación del gasto público fuera de tendencia²⁰.

Otros estudios que aplican la metodología de Barro utilizan directamente el déficit público como medida de la motivación fiscal, además de la tasa de inflación que sería un motivo para generar señoriaje (Jah y Donde, 2001)²¹ que cuantifica a través de ecuaciones de crecimiento monetario la parte anticipada y no anticipada del dinero²² y luego comprueba separadamente a través de ecuaciones econométricas cual componente influye sobre el producto real²³.

La prueba se realizó con datos trimestrales entre T2 1992 y T1 2003. Para asegurar la estacionariedad (u orden de integración cero, I(0)) de las variables los datos se transformaron en primera diferencia del valor logarítmico (L1) o primera diferencia del valor (D1).

²¹ Utilizan datos anuales del período 1959-1997 para la India. Además de la metodología de dos pasos de Barro usada en este estudio, Jah y Donde usan una metodología VAR de vectores de corrección de errores para estimar los efectos de los componentes del M1 sobre el PIB real.

²² La ecuación de crecimiento monetario utilizada por Jah y Donde (2001) es:

$$d(\log(M1)) = \alpha_0 + \alpha_1 * trend + \alpha_2 * d(\log(M1_{t-1})) + \alpha_3 * d(\log(M1_{t-2})) + \alpha_4 * d(\log(def)) + \alpha_5 * d(\log(P_{t-1})) + \alpha_6 * d(\log(P_{t-2})) + \alpha_7 * d(\log(Agric_{t-1})) + e_t$$

donde M1 es el agregado M1 en representación de la oferta monetaria, trend es una variable de tendencia, def es el déficit fiscal, P es el nivel de precios, y Agric_{t-1} es el producto agrícola en el período anterior, todas las variables en tasas de crecimiento. El e_t representa el residuo de la ecuación.

²³ La ecuación de crecimiento de la actividad económica real utilizada por Jah y Donde (2001) es:

$$d(\log(Y_t)) = \alpha_0 + \alpha_1 * trend + \alpha_2 * d(\log(P_t)) + \alpha_3 * d(\log(Y_{t-1})) + \alpha_4 * d(\log(UM_t)) + \alpha_5 * d(\log(UM_{t-1})) + \alpha_6 * AM_t + \alpha_7 * AM_{t-1} + \phi_t$$

donde Y_t es el producto real, trend es un componente tendencia, Y_{t-1} es el producto real en el período anterior, UM_t es el dinero no anticipado contemporáneo, y AM_t es el dinero no anticipado del período anterior, UM_{t-1} es el dinero anticipado de este período y AM_{t-1} es el dinero anticipado del período anterior, todas las variables en tasas de crecimiento y φ_t es el residuo de la ecuación.

La ecuación de mayor poder explicativo de M1L1 (primera diferencia del logaritmo de M1) contiene el gasto público corriente fuera de tendencia y rezagado un período (GGLHPU), la inflación trimestral rezagada cuatro trimestres (INFLQ), el cambio en la tasa de interés activa a 90 días (IA90D1) y un promedio móvil MA(1). El resultado se muestra abajo y presenta un R² ajustado de 0.76. El Anexo 7 muestra todos los estadísticos de esta regresión.

$M1L1 = 0.0183C - 0.1915 GGLHPU - 0.2044 GGLHPU(-1) + 0.6086 INFLQ(-4) - 0.0066 IA90D1 - 0.5316 MA(1)$					
(4.11)	(8.32)	(-6.70)	(3.35)	(-3.43)	(-3.72)
R2 adj = 0.76			DW = 1.99		

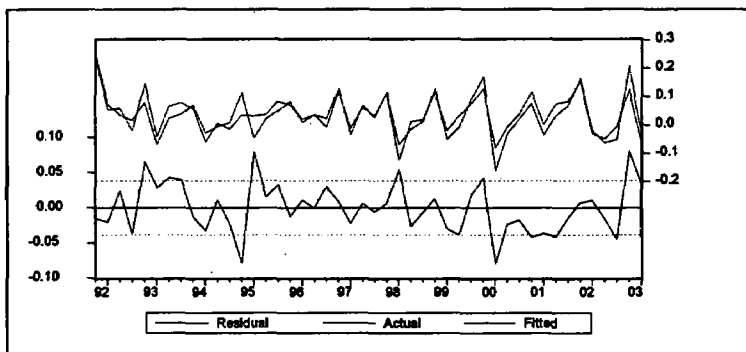
(6)

Debe notarse que una regresión univariable (sin otras variables explicativas) para M1L1 rinde como significativos al 4to y 8vo rezago, las cuales juntas explican un 45% del dato. Esto indica que M1L1 no es una variable de tendencia regular sino que sus variaciones responden claramente a los efectos de otras variables sobre ella.

El Gráfico No. 2 muestra el ajuste de la predicción de la ecuación (considerado dinero esperado o MIL1NE) con relación a los datos reales y la serie residual, que se considera dinero inesperado (MIL1NU).

Gráfico 2

Representación del M1L1 y M1LINE estimado por ecuación



Para ver la relación de estos componentes del dinero con el PIB ejecutamos pruebas de Granger. Todas las variables están en diferencias de logaritmos. Como vemos en el Anexo 8, las pruebas de Granger indican que no hay relación entre las series estimadas de dinero esperado e inesperado, como implicaría una serie residual independiente, por lo que las estimaciones de M1LINE y M1LINU parecen ser confiables en este sentido.

En adición, se verifica que sólo el dinero esperado M1LINE presenta una "causalidad Granger" o capacidad de predicción estadística con el PIB real (PIBRL1), que corre en ambas direcciones. Bajo el análisis Granger se verifica que el dinero inesperado M1LINU no presenta causalidad ni con el PIB real ni con el PIB nominal.

Así lo confirman las regresiones entre el PIBRL1 y los componentes del dinero. Todas las variables son I(0). Las ecuaciones evaluadas son:

$$PIBRL1_t = c + \beta x M1LINU_{t-x}$$

$$PIBRL1_t = c + \beta x M1LINE_{t-x}$$

Como vemos en el Anexo 9, ningún rezago del dinero inesperado (M1LINU) es significativo con relación al PIB real

(PIBRL1). El dinero esperado (M1LINE) es significativo para los rezagos 2, 3, 4 y presentan una capacidad explicativa del 81%. En adición, es interesante notar, que *los coeficientes del M1 esperado son diferentes de cero, lo que implica la no neutralidad en el corto plazo con respecto al PIB real.*

4.4 Resultados

La primera parte de este estudio se proponía verificar la neutralidad del dinero sobre el producto real para el período 1990-2003 en el corto y largo plazo (5 años). La metodología de Fisher y Seater - que es la única que admite una prueba a largo plazo - sugiere la existencia de neutralidad en el largo plazo. En un análisis dinámico de esta metodología se observa que el impacto positivo de un aumento del dinero M1 sobre el PIB real se disipa en el décimo trimestre para datos relativos al periodo en estudio.

Para evaluar la neutralidad en el corto plazo se utilizó la metodología de McGee y Stasiak que usa un modelo VAR en diferencia logarítmica, rechazándose dicha hipótesis debido a que los coeficientes del dinero en el corto plazo resultaron significativos en la explicación del PIB. Esta metodología sugiere un impacto positivo del dinero sobre el producto real en el corto plazo.

El conjunto de resultados obtenidos se unen así a los de numerosos estudios realizados en otros países que rechazan tanto la neutralidad del dinero en el corto plazo, y confirman el efecto real (y positivo) de una política monetaria expansiva sobre el PIB real en periodos cortos.

Esto último contrasta con la situación observada en la República Dominicana durante el 2003 en el que se presentó un aumento significativo de M1 acompañado de un decrecimiento de la actividad económica real. En este sentido, cabe señalar que un aumento del agregado monetario M1 por

efecto de una política monetaria expansiva esperada no tiene el mismo impacto sobre el PIB real de un aumento del M1, resultado del reconocimiento de depósitos fuera de libro y la absorción de pasivos del sector bancario privado al sector público, como ha acontecido a lo largo del 2003. En este contexto, el término dinero inesperado adquiere otras implicaciones.

Por demás, las consecuencias negativas de un aumento de los pasivos públicos, aumento del déficit cuasi-fiscal, aumento de la tasa de interés libre de riesgo para evitar fugas de capitales y el consecuente aumento de las tasas de intereses comerciales que han reducido la inversión doméstica y la rentabilidad privada, aunado a un deterioro de la tasa de cambio mucho mas allá de lo previsto por la paridad de poder adquisitivo debido a factores de incertidumbre cambiaria, que también han servido para ahuyentar la inversión extranjera, han de tener un efecto negativo sobre el crecimiento del PIB real. Por otra parte el fraude bancario ha llevado a replantearse la validez de los datos de M1 utilizados en esta parte del estudio.

A continuación se presenta una tabla resumen de los resultados obtenidos en esta sección:

Tabla 3

Metodología	En que Consiste?	Hipótesis Nula	Resultados
Fisher y Seater	Formalizan neutralidad (LRN) y super-neutralidad (LRSN) del dinero en el largo plazo utilizando un modelo ARIMA y demuestran cómo LRN y LRSN dependen del orden de integración de las variables.	Neutralidad del dinero respecto al PIB en el largo plazo	Se evidencia neutralidad del dinero después de 12 periodos (tres años)
McGee y Stasiak	Utilizan sistemas de vectores autorregresivos (VAR) con las variables PIB, M1, IPC, G y TCN, para ver el efecto en el corto plazo del dinero, sobre el PIB real.	Neutralidad del dinero respecto al PIB en el corto plazo.	No hay neutralidad del dinero en el corto plazo
Barro	Se estiman los componentes anticipado y no anticipado del dinero y sus efectos sobre las variables reales, con la intención de comprobar si se verifica o no la hipótesis de ER. Primero se estima una ecuación del crecimiento del dinero en el que el residuo de la ecuación es el componente no anticipado y lo explicado por las variables independientes el anticipado. Luego, se hace una regresión con los componentes del dinero y sus rezagos explicando el PIB real. Dependiendo de la significancia de los coeficientes de los componentes del dinero en la ecuación del M1, se verificará o no la hipótesis de ER.	Neutralidad del dinero en el corto plazo.	No se comprueba la hipótesis de neutralidad en el corto plazo, debido a que el dinero anticipado tiene efectos sobre el PIB real en el corto plazo sin cuando el anticipado no tiene.

5. Comparación de los resultados con otros estudios empíricos

Varios estudios aplicados a países tan diversos como Turquía, Estados Unidos, la India, República Dominicana y otras naciones de Latinoamérica presentan resultados mixtos sobre la hipótesis de neutralidad del dinero.

La relación positiva entre los datos nominales promedios de inflación y el crecimiento del dinero se confirma para un conjunto de 83 países para el período post-guerra utilizando los datos de Barro (1993). No obstante, tal tendencia está fuertemente influenciada por algunos pocos países hiperinflacionarios²⁴. Por otra parte, la relación entre la inflación y el crecimiento del PIB real no presenta una clara asociación a nivel internacional.

Un estudio utilizando la metodología de Barro realizado sobre datos anuales para 16 países latinoamericanos por Canarella y Pollard²⁵ (1989) encontró evidencias de que el crecimiento del dinero inesperado tiene efectos positivos sobre

²⁴ Schiff, A. (1999)

²⁵ El modelo estimado se basa en las siguientes dos ecuaciones:

$$Y = \sum_{h=0}^H aT^h + \sum b_i (DM_{t-i} - E_{t-i} DM) + v_t \quad (1)$$

$$P_t = \sum_{i=0}^J c_i T^i + \sum_{i=0}^K d_i (DM_{t-i} - E_{t-i} DM_{t-i}) + M_t + \varepsilon E_{t-1} DP_t + w_t \quad (2)$$

donde Y_t es el logaritmo del PIB real, P es el logaritmo del nivel de precios, M_t es el

logaritmo de la oferta monetaria, v_t y w_t son términos errores, y D y E denotan la diferencia y los operadores de expectativas, respectivamente. Las ecuaciones 1 y 2 representan las formas reducidas de las ecuaciones del PIB real y del nivel de precios respectivamente. Empíricamente, las estimaciones del dinero M1 y de la inflación π se hacen a través de procesos ARIMA y la del PIB real a través de una variable de tendencia y del dinero M1 rezagado seis períodos.

²⁶ Refiriéndose al estudio de Lucas (1973) Taylor sostiene que los resultados regionales que favorecen la conclusión de que el dinero inesperado tuviera un efecto sobre la producción y los precios estaba sesgada por la experiencia de los dos países hiperinflacionarios, Argentina y Paraguay. (en Canarella y Pollard (1989) , pg. 357).

el crecimiento real y efectos negativos sobre el nivel de precios aún en países de baja inflación, contrario a la crítica de Taylor (1985)²⁶.

La teoría sugiere que el efecto de un impacto del dinero no anticipado sobre el PIB real es de la misma magnitud pero con signo contrario al impacto sobre la inflación. El estudio de Canarella y Pollard concluye que empíricamente en Latinoamérica, el efecto sobre el PIB y la inflación son los esperados, pero presentan magnitudes diferentes. Así, a diferencia de los resultados obtenidos por Barro para Estados Unidos, la respuesta del producto real es retardada con relación a la respuesta correspondiente del nivel de precios. Esto puede ser consecuencia de la rigidez inherente al sector real o a formas de información imperfecta con relación a los canales de transmisión monetaria en los países de América Latina.

Sin embargo otros estudios han llegado a conclusiones muy diferentes. Uno de ellos es el de Mishkin (1982), el cual desarrolla una metodología²⁷ en la que utiliza datos trimestrales de 1954-1976 de Estados Unidos para modelar de manera empírica las expectativas racionales con el objetivo de mostrar si se cumple o no la neutralidad del dinero y si la política monetaria anticipada afecta al ciclo económico.

²⁷ Los tests que ellos discuten se basan en el modelo siguiente:

$$y_{jt} = y_{jt}^* + \sum_{i=0}^N \beta_i (M_{t-i} - M_{t-i}^e) + \varepsilon_{jt}, \quad (1)$$
 donde y_{jt} = desempleo o PIB real al tiempo t y_{jt}^* = nivel natural de desempleo o de PIB real al tiempo t, M_t = crecimiento del dinero al tiempo t, M_t^e = anticipada condicional a información disponible en el tiempo t-1; β_i = coeficientes, y ε_{jt} = término error. $M_t = Z_t \gamma + \mu_t, \quad (2)$; Z_t = un vector de variables conocidas al tiempo t-1; γ = un vector de coeficientes; y μ_t = término error el cual se asume que no está correlacionado con ninguna otra variable. La predicción de M ó el M esperado vendría dada por las expectativas de las variables explicativas y haciendo el residuo = 0. Por lo que tendríamos:

$$M_t^e = Z_t \gamma \quad (3)$$
 Este resultado lo sustituimos en la ecuación (1) y tenemos finalmente:

$$y_{jt} = y_{jt}^* + \sum_{i=0}^N \beta_i (M_{t-i} - Z_{t-i} \gamma) + \varepsilon_{jt}, \quad (4)$$

Concluye rechazando la proposición de neutralidad del dinero, y admitiendo que la política monetaria anticipada sí parece influir en la economía real.

Así, el estudio de Fisher y Seater (1993) sobre datos anuales de 1869-1975 para los Estados Unidos rinde resultados compatibles con la neutralidad para el PIB nominal pero no para los ejercicios desarrollados con el PIB real. Esto puede deberse a la presencia de algunas formas de rigideces salariales o de costos, o a situaciones de información incompleta.

Varios otros estudios sobre países en desarrollo, como Turquía y la India, proveen evidencia a favor de la no neutralidad del dinero. Yamak y Kucukkale (1998) estudian el período 1980:Q1 - 1995:Q1 en Turquía utilizando la metodología de McGee y Stasiak (1985) y concluyen que el dinero inesperado no aparenta influenciar el desenvolvimiento de la actividad económica real. Sin embargo, la política monetaria anticipada sí ejerce un efecto expansivo, rechazando así la teoría neutralidad en el corto plazo.

Para la India, Jah y Donde (2001) evalúan datos anuales para el período 1959-1997 y desagregan el dinero en sus componentes anticipados y no anticipados según la metodología de dos pasos de Barro. Los resultados confirman que el componente anticipado del dinero o la política monetaria anticipada influye sobre el desenvolvimiento económico real, mientras que no es posible asignar ninguna significancia al rol de la política monetaria no anticipada.

Para explicar esto Jah y Donde aluden a las características de la economía India, particularmente la presencia de un gran sector informal que no indexa los salarios. Si los salarios no están indexados a la inflación, la política monetaria anticipada puede tener efectos reales significativos. Por otra parte, las tasas de interés fueron manejadas durante mucho tiempo impidiendo que la política monetaria las afectara de forma tal que incentivara la inversión.

En adición, la India ha sido tradicionalmente un país de bajos niveles inflacionarios con administración de precios de bienes sensitivos de forma tal que cambios en los niveles de M1 no eran reflejados en la inflación ni en el crecimiento real. Por demás, la nacionalización de la banca en 1969 tuvo como objetivo canalizar crédito hacia sectores claves que continuaron recibiendo fondos para inversión independientemente de la política monetaria implementada. Todo lo anterior representa factores de distorsión que pudieran contribuir a la no neutralidad del dinero en el PIB real en el corto plazo.

Al agregar tales casos pudiera parecer que la reacción agregada al choque común fuese la contraria a la esperada cuando en realidad, es un problema de información limitada. Mientras más contrarios sean los procesos explicativos de los choques y a mayor varianza de los factores idiosincrásicos, más pronunciado será este efecto. Así, parte de la inercia observada en datos macroeconómicos no es el resultado de actitudes irracionales ni de costos y precios rígidos sino del comportamiento racional de agentes con información limitada.

Para la República Dominicana existe un estudio (Sánchez Fung, 1998) que aplica la metodología de Fisher y Seater a datos anuales del 1950 a 1997. Este rinde resultados que comprueban que el crecimiento del dinero es neutral con respecto al crecimiento de los precios (neutralidad con relación a la inflación), mientras que la variación en el crecimiento del dinero es super-neutral en relación al crecimiento del producto real.

A pesar de que la serie de datos utilizada presenta otro período y otra temporalidad (anual vs trimestral) a la utilizada por Sánchez Fung en su estudio; y de que el nuestro utiliza el IPC y no el deflactor del PIB como indicador de la inflación y otra metodología empírica (Análisis de coeficientes vs. VAR), se evidencian resultados similares en cuanto a la neutralidad del dinero en el largo plazo.

Los resultados de no neutralidad encontrados en el presente estudio pudieran estar influenciados por el período después

del 2001 en el que se sucedieron choques macro (Septiembre 11, alza del petróleo por la Guerra de Irak, etc.) y choques micro (incertidumbre política, creciente endeudamiento público, etc.), trayendo como consecuencia un escenario de posible interpretación incorrecta de la naturaleza de los choques.

Por otra parte, debe contemplarse que las pruebas anteriores han sido realizadas utilizando la base de datos oficial, del BCRD datos que resultaron seriamente comprometidos con la crisis bancaria del 2003. Por esta razón se decidió construir un indicador del dinero más acorde con la realidad económica del país y recalcular las estimaciones de neutralidad con las distintas metodologías para ver si se corroboran o no los resultados anteriores.

Es importante destacar que el indicador alternativo del dinero calculado (F1), no sustituye en ningún momento los datos oficiales, es sólo un intento de estimar un representante del dinero más acorde con el desempeño económico del país y de esa manera verificar la robustez o no de los resultados. Es también un llamado de alerta acerca de los posibles errores que se pudieran estar cometiendo en estimaciones que utilicen el dinero M1 oficial.

Con el objetivo de subsanar parte de los cuestionamientos que se puedan realizar debido a la utilización de la serie M1 reportada por el Banco Central se procedió a construir un indicador alternativo del dinero (F1) y con él probar nuevamente la hipótesis nula de neutralidad del dinero en el corto y largo plazo respecto al PIB real en República Dominicana a través del recálculo de las metodologías anteriormente expuestas. Antes de eso se procederá a presentar un historial de la crisis bancaria en República Dominicana y las medidas de política monetaria tomadas en el 2002-2003 para que de esta forma se pueda entender mejor el porqué de las críticas a la validez de los agregados monetarios publicados por el banco central durante unos años antes de 2003.

Parte II

6. Historial de la crisis bancaria en República Dominicana y las medidas de política monetaria tomadas en el 2002-2003

La tasa de crecimiento del PIB real fue de -0.4% en 2003, junto a un crecimiento del M1 de 80.5 %, debido este último, al rescate financiero de los depositantes de los bancos quebrados por parte del Banco Central que ascendió a 20% del PIB real, así como a la transparentización de las cifras contables de dichos bancos .

Este crecimiento desproporcionado del M1 en libros junto a una caída del crecimiento del PIB real resulta contrario a toda teoría económica antes vista y es sólo explicada por un problema estadístico.

A continuación detallamos los principales efectos derivados de la crisis bancaria así como las medidas tomadas para enfrentarlo y su impacto sobre el crecimiento económico.

6.1 Crisis bancaria y medidas de salvamento bancario

Desde principios de 2002, el Banco Central de la República Dominicana anunció que se pasaría de una política de defensa de la tasa de cambio a una de meta inflacionaria, lo que implicaba la flotación libre de la divisa²⁸. La nueva Ley consagró como su objetivo "mantener la estabilidad de precios"²⁹ y fue finalmente promulgada en diciembre de 2002.

²⁸ Ver nota de prensa de fecha marzo 2002.

²⁹ Ley Monetaria y financiera No.183-02, Artículo 2.

Desde agosto de 2002, el Banco Central comenzó a recibir requerimientos de fondos en adelantos³⁰ de parte de los bancos comerciales. Este recurso, que estaba anteriormente desierto, creció hasta alcanzar RD\$8,610 millones en marzo de 2003³¹. En abril de 2003, el banco de mayor tamaño (Banco Intercontinental o BANINTER) agotó su capacidad para ofrecer las garantías correspondientes, que ascienden a 1.5 veces el monto del adelanto solicitado. Esto resultó en el reconocimiento de la quiebra de BANINTER.

Como resultado de la incertidumbre bancaria que acompañó las requisiciones de adelantos y del anuncio del cambio de objetivo de política monetaria, la tasa de cambio extrabancaria³² comenzó a depreciarse entre agosto y septiembre de 2002.

No obstante su política anunciada con respecto a la no-defensa de la divisa, el Banco Central mantuvo intervenciones en el mercado para evitar la depreciación³³ y mantuvo controlada su tasa de cambio oficial, como manifiesta el creciente margen de la tasa de mercado con la oficial. Este comportamiento continuó hasta febrero de 2003 llegando a registrarse hasta 6 puntos de diferencia entre la tasa extrabancaria y la tasa oficial (ver gráfico No. 3).

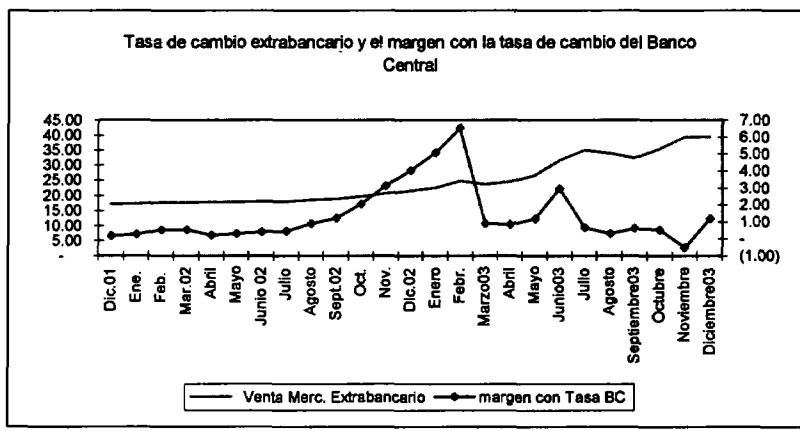
³⁰ Adelantos y redescuentos: es el sistema por el cual una institución financiera lleva al Banco Central un documento (pagaré, letra de cambio) que ha recibido de un cliente, entregándole la suma correspondiente, para que el Banco Central se lo reciba a cambio de un depósito que equivale a una reserva de caja y por el cobro de una comisión. Fuente: Boletín Trimestral del Banco Central de la República Dominicana.

³¹ Fuente: Boletín Trimestral del Banco Central de la República Dominicana, Cuadro A-I-3.

³² La tasa extrabancaria de venta es la mejor medida de la tasa de mercado.

³³ Ver nota de prensa del 8 de septiembre, 2002.

Gráfico No. 3



A partir de marzo de 2003 la tasa oficial recobra niveles que se diferencian en apenas un punto con la tasa extrabancaria de venta pero en junio de ese mismo año, cuando vuelve a presentarse una devaluación fuerte de la moneda producto del intento de los ahorrantes por dolarizar³⁴ vuelve a manifestarse una ampliación entre la tasa oficial y la de mercado. La brecha observada para diciembre responde a un esfuerzo por disminuir la tasa de cambio.

Por su parte, la tasa de interés pasiva ponderada (tip), que inició el año 2002 en 12% mostró un aumento sostenido durante ese año (ver Gráfico No. 4). Esto fue interpretado por los agentes económicos como un esfuerzo de los bancos comerciales de captar fondos, dado que las instituciones ofreciendo las mayores tasas de depósito eran aquellas de las que se rumoraba su inminente iliquidez (ver Tabla 4).

³⁴ Fuente: Informe de la Economía Dominicana, septiembre, 2003.

Tabla 4

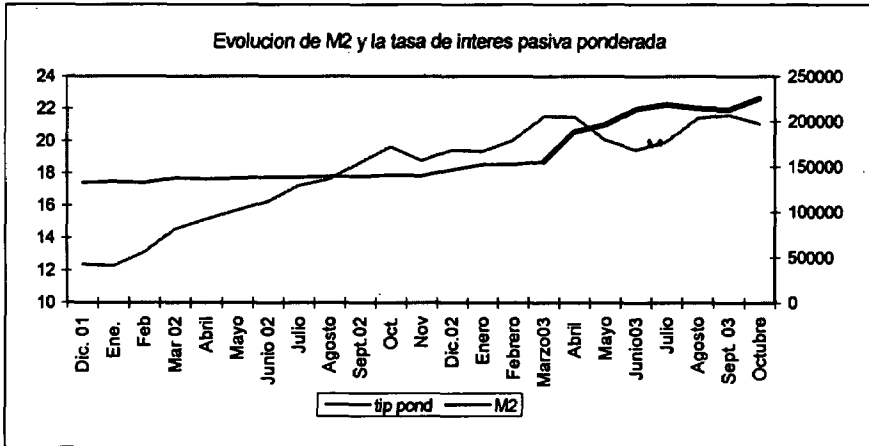
SONDEO DE LAS TASAS MÁXIMAS Y MÍNIMAS DEL MERCADO-

15 de abril del 2003

Nombre	Activas		Pasivas		Participación de Mercado*
	Máx.	Mín.	Máx.	Mín.	
Bancrédito	49.00	24.00	31.00	7.00	7.6
Baninter	42.00	30.00	28.00	15.00	12.0
Progreso	38.00	26.00	26.00	13.00	6.9
Reservas	42.00	19.00	25.00	5.00	27.2
Popular	42.00	23.00	24.00	6.50	22.8
BHD	45.00	22.00	24.00	11.50	10.2
Mercantil	45.00	32.00	24.00	20.00	4.7
Citibank	n.d	n.d	n.d	n.d	3.1

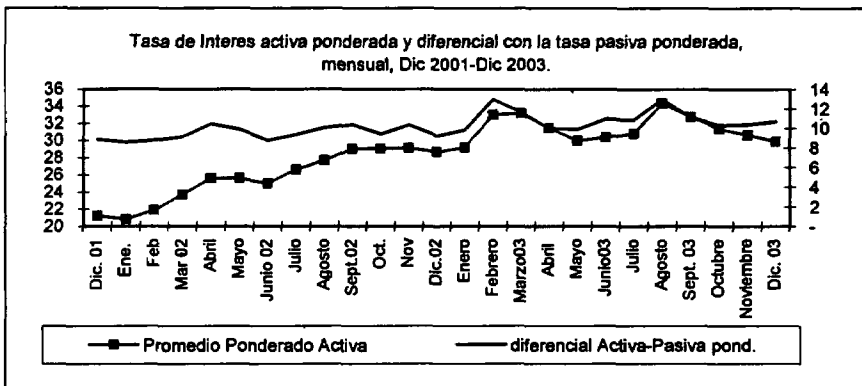
A pesar del incremento de la tasa pasiva, el agregado monetario M2 se mantuvo estable hasta diciembre 2002 más aún, si se toman en cuenta factores estacionales, M2 no presenta un crecimiento significativo hasta marzo del 2003. Esto indica la desconfianza del público que sólo produjo una traslación de fondos entre instituciones, según los depositantes buscaran rendimiento o seguridad. A partir de marzo de 2003 se produce un aumento continuo de M2 de RD\$155mm a RD\$225mm (un 45%) que no responde a un aumento de los depósitos sino a un efecto contable del manejo de la quiebra bancaria como se documentará más adelante.

Gráfico No. 4



Al igual que la tasa de interés pasiva, la tasa de interés activa ponderada (tia) mostró una tendencia al alza durante todo el 2002, por lo que el margen de diferencia con respecto a la tasa pasiva se mantenía estable alrededor de un promedio de 9.5 puntos porcentuales. En febrero de 2003, sin embargo, el margen bancario crece hasta 12 puntos porcentuales³⁵.

Gráfico No. 5



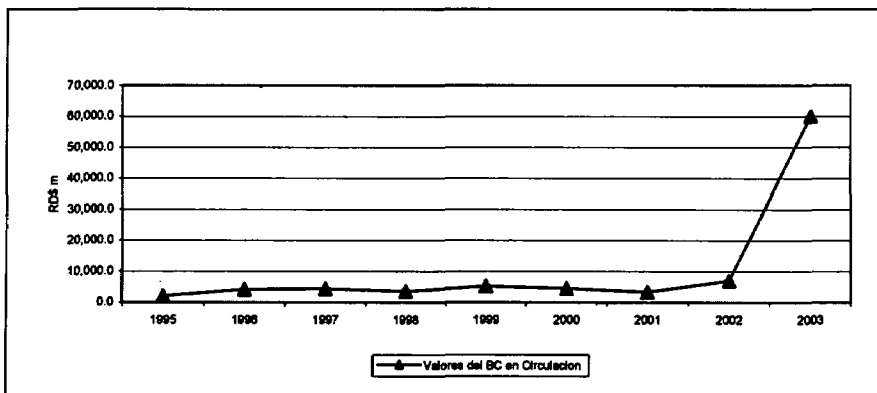
³⁵ Esto podría estar reflejando una percepción de riesgo sistémico incrementado de parte de los concededores de crédito.

Ante esta situación de inestabilidad y con el objetivo de evitar una cadena de retiros masivos de depósitos en el resto del sistema financiero, el Banco Central decidió asumir todos los activos y pasivos de BANINTER. Por esta razón, se le comienzan a otorgar facilidades de crédito sin garantía en abril.

La intervención de BANINTER reveló, sin embargo, que los pasivos eran mayores de lo establecido en libros por lo que el Banco Central de la República Dominicana decidió cubrir los pasivos restantes concediendo a los depositantes certificados de depósitos a plazo o valores públicos. Los valores en circulación del Banco Central, aumentaron de RD\$6,905 millones en diciembre de 2002 a RD\$60,591 millones en noviembre de 2003.

Gráfico No. 6

Valores del Banco Central en circulación, RD\$ mm



El pago de intereses de tales certificados se convirtió en una carga significativa para las autoridades monetarias porque en adición al elevado monto de los valores, el Banco Central otorgó una tasa de interés superior a la de los bancos comerciales con el objetivo de evitar una fuga masiva de capitales³⁶. Como resultado, los demás bancos comerciales comenzaron a perder depósitos ya que los valores del Banco Central resultaban más atractivos y más seguros a los depositantes. No obstante, los valores no pudieron captar la totalidad de las facilidades otorgadas por lo que la emisión monetaria se vio aumentada.

Mas aún, resultaba rentable para los mismos bancos comerciales depositar sus excedentes de liquidez en valores del Banco Central. Este proceso generó, pues, un aumento del déficit cuasi-fiscal mientras que el incremento de depósitos de particulares en el Banco Central aumentaron M1. Así las estadísticas sobre el M1 muestran un alza vertiginosa.

A pesar de las altas tasas ofrecidas sobre los valores del Banco Central, la depreciación de la tasa de cambio continuó, dado que muchos agentes económicos hicieron un esfuerzo por reducir su exposición en moneda extranjera. De hecho, el diferencial de pasivos sobre activos en moneda extranjera de los bancos comerciales pasó de 1.79 a 1.03 entre diciembre de 2002 y septiembre de 2003, período en el cual la tasa de cambio pasó de 21RD\$/USD a 32 RD\$/USD.

6.2 Política monetaria restrictiva³⁷

Durante el primer trimestre de 2003 las autoridades monetarias continuaron con la política restrictiva vigente desde la segunda mitad de 2002. Sin embargo, esta política -basada

³⁶ Inicialmente las tasas para plazo de entre 90 y 360 días eran de 24% a 28%. Posteriormente, estas tasas se incrementaron a 28% a 34% respectivamente.

³⁷ Esta sección esta basada en los Informes de la Economía Dominicana del Banco Central.

en instrumentos como certificados financieros, encaje legal y topes de crédito- operó en el marco de numerosas restricciones, impuestas por el rescate bancario ejecutado por el Banco Central en cumplimiento de su rol de prestamista de última instancia.

En este sentido en materia de encaje legal se autorizó al Banco Central a remunerar de manera transitoria hasta el 45% del encaje legal requerido a los bancos múltiples por concepto de los depósitos que dieron origen a las inversiones en Certificados de Tesorería y de Inversión; también se estableció un encaje adicional a los referidos bancos de 5% sobre el pasivo sujeto a encaje al 15 de mayo de 2003, por un período de 90 días, con una remuneración de 12% de interés anual, pagadero a vencimiento.

En ese mismo orden, en el período abril-junio de 2003 se modificó la estructura del activo para cobertura del encaje legal aplicado a los bancos múltiples, de manera que la tasa total requerida de 20% debía ser depositada en su totalidad en el Banco Central, y el efectivo en caja y bóveda de los bancos no se consideraría en lo adelante como cobertura de encaje; se otorgó un plazo de 15 días para la adecuación de los bancos a dicha medida.

De igual manera, se dispuso que el encaje legal de 20% para los recursos captados en forma de depósitos de ahorro y a plazo en moneda extranjera por los bancos múltiples deberían ser depositados en su totalidad en el Banco Central. Anteriormente, estos recursos podían permanecer en cajas de los bancos y ser invertidos en valores de bajo riesgo emitidos por bancos de primera línea y gobiernos y/o depósitos en el Banco Central.

En adición a las medidas anteriores, la Junta Monetaria³⁸ estableció un tope de 90 días a la cartera de préstamos en moneda nacional y extranjera y a las operaciones contingentes

³⁸ Organismo superior del Banco Central de la Rep. Dominicana que le corresponde determinar la política monetaria, crediticia y cambiaria.

otorgadas por la banca múltiple al sector público consolidado al 15 de mayo del 2003.

Así, aunque en términos nominales los préstamos de los bancos comerciales crecieron en un 34% entre enero y octubre de 2003, en términos reales sólo aumentaron 4.25%.

Asimismo la Junta Monetaria prohibió a los agentes de cambio la obtención de financiamientos de instituciones bancarias para los fines de negociar con divisas y establecieron un tope a la cartera de préstamos en moneda nacional y extranjera otorgada al sector público consolidado.

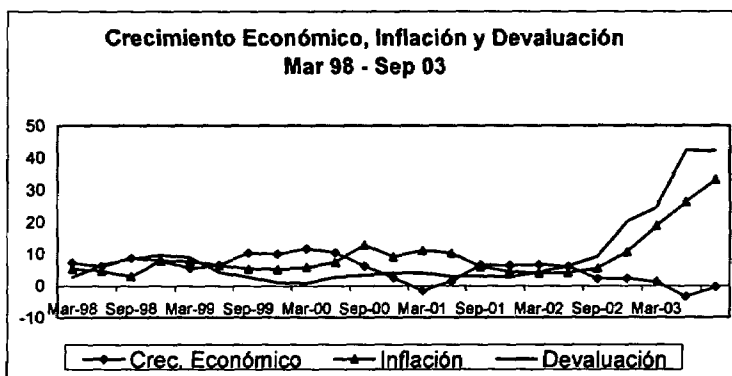
6.3 Desempeño económico

A partir del tercer trimestre de 2002 hasta el segundo trimestre de 2003, se produce en República Dominicana un escenario de estanflación³⁹ donde el crecimiento económico trimestral anualizado pasa de 6.02% a valores negativos a partir del segundo trimestre de 2003 acompañado de una inflación anualizada trimestral que evoluciona desde 4.05% a 33.04% en el mismo período.

Entre otros síntomas, la inversión extranjera directa también sufrió una reducción de 13.4% y el endeudamiento neto con el exterior experimentó una reducción de 127.4%, como resultado de la decisión del sector privado de disminuir sus pasivos de corto plazo en el exterior.

³⁹ Situación económica de estancamiento del producto real con inflación.

Gráfico No. 7



El comportamiento de ambas variables es explicado, según el Banco Central de la República Dominicana, por el entorno internacional adverso, unido al impacto negativo de la crisis bancaria acaecida desde el segundo trimestre de 2003. Ambos factores tuvieron un impacto sobre la presión cambiaria causando una tasa de devaluación que pasó de valores de 6% a 40% desde el segundo trimestre del 2002 a igual período del 2003 y que afectó a su vez a la tasa de inflación y al crecimiento económico⁴⁰.

⁴⁰ González Hernández (2000) demuestra a través de un estudio estructural anual de la inflación dominicana en el que se utiliza la tasa de inflación rezagada, la tasa de depreciación de la moneda y la balanza comercial como variables explicativas de la inflación en el período corriente. En él se evidencia que para el período 1976-1979 el 55.9% de la depreciación de la moneda en un año se traduce en un aumento de precios en el mismo período.

Sin embargo, Vásquez (2003) a través de un modelo trimestral de corto y largo plazo en el que la tasa de inflación para el período 1984:01 a 2003:01 era explicada por la devaluación del tipo de cambio nominal, la brecha del tipo de cambio real y la brecha del PIB real encontrándose un coeficiente de pass through de 28% para el corto plazo y de 47% para el largo plazo.

Parte III

7. Estimación de la evolución no reportada de los agregados monetarios

El descubrimiento del "hoyo" financiero en tres instituciones bancarias (BANINTER, Banco Mercantil y Banco Nacional de Crédito) reveló que los agregados monetarios publicados por el Banco Central estaban considerablemente subestimados.

La actividad fraudulenta de los bancos consistía en crear pasivos en la forma de certificados de depósito en moneda nacional los cuales no eran reportados en los libros, y consecuentemente evadían la supervisión de las autoridades. Por otro lado, la acepción de depósitos en dólares los cuales nunca fueron depositados en el exterior donde supuestamente generarían intereses constituía otra forma de creación de liquidez en moneda extranjera. Por último, la acepción de depósitos en dólares que sí fueron remitidos a bancos offshore donde generaban intereses pero no constaban como parte de las obligaciones (ni los préstamos como activos) de las entidades locales representaba otra forma de operación ilegal que contribuían a la fuga de capitales.

En consecuencia, el colapso de estas entidades provocó que agregados como M1 aumentaran un 77% de RD\$ 42.5 mm a RD\$ 74.5 mm entre diciembre 2002 a diciembre 2003. El agregado M2 aumentó un 65% para el mismo período.

El aumento en la emisión de billetes (RD\$13.1 mm) fruto de la situación de exceso de liquidez de 2003 resultó en que el efectivo en poder del público aumentara en RD\$11.4 mm. Asimismo los depósitos a la vista de particulares aumentaron en casi RD\$20.0 mm, más que duplicando su valor a fin de 2002, para un aumento total del medio circulante M1 de RD\$32.5 mm (incluyendo un aumento de RD\$1.1 mm del sec-

tor oficial). Los depósitos de ahorro y a plazo por su parte aumentaron un 60%, o RD\$ 63.4 mm produciendo un aumento de RD\$95.5 mm en la oferta monetaria ampliada M2.

El descubrimiento y posterior reconocimiento de esos pasivos en la banca comercial por el Banco Central ha alterado la evolución histórica de los agregados monetarios. Es de suponer que tales fondos venían siendo creados durante un periodo anterior cuya duración sólo podemos estimar.

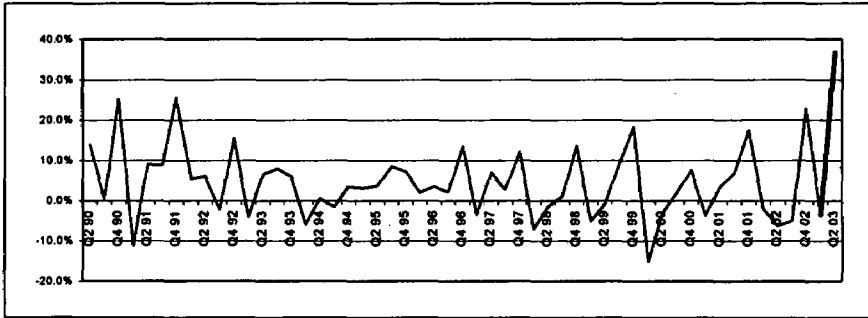
Una revisión de la literatura no rinde ninguna referencia con relación a otros estudios ni planteamientos teóricos para evaluar el aumento de la cantidad de dinero resultado de un fraude bancario. La literatura trata el caso de fraudes bancarios como causantes de crisis bancarias (Nasako, 2001; Pormerleano, 1998) , y como casos de supervisión incorrecta (Deutsche Bundesbank, 2004; Fischer,99).

Por otra parte, la literatura sobre estimaciones de demanda de dinero (Meltzer,1996; Baumol,1992) que normalmente intenta cuantificar la relación entre los agregados monetarios, una variable económica en escala (PIB real o alguna medida de riqueza) y el costo de oportunidad de tenencia del efectivo utilizan siempre datos, particularmente M1, que estimamos no confiables (ver sección 6.3) haciendo poco aplicables a nuestro caso tales tipos de metodologías. A raíz de lo anterior se procede a estudiar y reestimar la trayectoria del medio circulante en la República Dominicana para los años noventa.

7.1 Datos y comportamiento del M1 en el 2003. Creció M1 realmente?

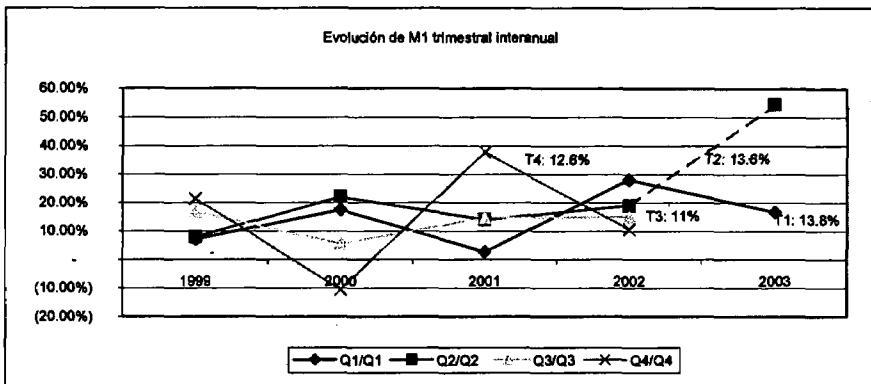
Desde 1990 el medio circulante (M1) muestra una trayectoria de crecimiento trimestral con fuerte estacionalidad durante el cuarto trimestre, a excepción de los años entre el 1993 y 1995. Este esquema es roto en 2003 por el fuerte crecimiento del segundo trimestre de ese año. (ver Gráfico No.8).

Gráfico No. 8
 M1, tasa de crecimiento trimestral, 1990-2003.



El crecimiento trimestral promedio interanual entre 1988-2002 fue de 13.8% para el primer trimestre (T1), 13.6% para el segundo trimestre (T2), 11.0% para el tercer trimestre (T3) y 12.8% para el cuarto trimestre (T4) (ver Anexo 11 para los cálculos). Por tanto, el aumento de un 54.36% para T2 03 con respecto a T2 02 representa una anomalía o dinero inesperado (ver Gráfico No. 9).

Gráfico No.9

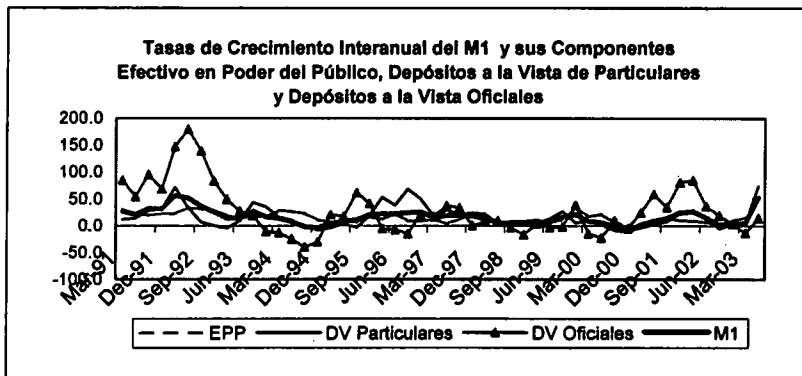


Para tener una idea de la dimensión del aumento basta observar que entre junio de 2000 y junio de 2003 el medio circulante se ha duplicado de RD\$29,140 millones a RD\$56,042 millones (ver Anexo 10). Aplicando tanto las tasas de crecimiento interanuales como entre períodos promedio a los datos históricos para estimar lo que hubiera sido un crecimiento de M1 esperado en el segundo trimestre del 2003, se estima que el medio circulante (M1) registró un aumento inesperado de entre RD\$9,496 y RD\$15,772 millones (ver Anexo 11).

Así, es de interés desglosar los componentes del crecimiento de M1. La partida de mayor variabilidad es la de los depósitos a la vista oficiales que influenció la tasa de crecimiento del M1 significativamente entre 1990-1995. (ver Gráfico No. 10).

Desde el año 1996 hasta finales del 2000 las tasas de crecimiento de los componentes del M1 no mostraron fuertes variabilidades, por lo que M1 se mantiene estable. Y es a partir del año 2001 al presente que resurge el crecimiento de los depósitos a la vista oficiales y superan la tendencia del M1 hasta mediados del año 2002 donde comienza un ritmo descendente. En el 2003, M1 aumenta su tasa de crecimiento impulsado por el crecimiento de los depósitos a la vista de particulares y del efectivo en poder del público.

Gráfico No. 10



De hecho, durante el segundo trimestre de 2003 el renglón de depósitos a la vista creció en RD\$10,863 millones, resultado principalmente de la transferencia de fondos desde el Banco Intercontinental a otros bancos. Los billetes y monedas también aumentaron en RD\$4,187 millones para un total de RD\$15,051 millones (ver Anexo 12).

Aunque la totalidad de los cambios en estos componentes del medio circulante con respecto a marzo de 2003 no pueden considerarse dinero inesperado, sí se verifica de nuevo que el choque monetario del caso Baninter, considerado el origen de estos cambios, fue sustancial. También se verifica como la preferencia por la liquidez, reflejada en la evolución de M1, es función positiva de la incertidumbre macroeconómica, tal y como describe Atta- Menseh (2004).

Por otra parte, se ha comentado sobre el posible "afloramiento" de fondos en situación irregular resultado de un proceso de normalización de parte del resto de la banca viniéndose a reflejar como un aumento de los depósitos en los bancos comerciales. El fenómeno bancario del 2003 también resultó en un aumento del cuasidinero de RD\$42,974.3 como resultado del reconocimiento oficial de los pasivos de esta institución.

Si el reconocimiento oficial de pasivos no declarados de Baninter debiera atribuírsele a los agregados monetarios en este trimestre o considerarse que ya estaban en el sistema, es asunto crucial a la hora de determinar si los agregados monetarios han efectivamente aumentado o no.

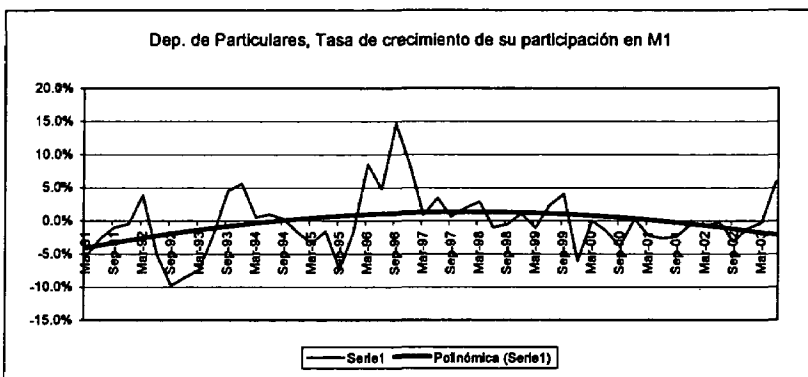
El Banco Central de la República Dominicana en el Informe de la Economía Dominicana (Enero - Junio 2003) considera que las estadísticas monetarias no estaban reflejando depósitos y créditos llevados en contabilidad paralela, principalmente, por el Banco Intercontinental, S.A. Se afirma que si se incluye en los balances del sistema financiero anteriores a este mes el total de los depósitos y créditos no reportados se podría

apreciar una evolución de los agregados monetarios consistente con la reducción en la actividad económica como consecuencia de la crisis cambiaria y financiera que ha afectado a República Dominicana, recientemente.

El informe reporta un ejercicio de incorporar al mes de diciembre de 2002 el valor de los depósitos y préstamos transparentados durante el semestre, obteniendo como resultado que los depósitos totales de los Bancos Múltiples se redujeron en un 3.6% durante el primer semestre de este año, mientras que los préstamos experimentaron una caída de un 2.3%. En consecuencia, la Oferta Monetaria Ampliada (M2) disminuyó en un 1.9% durante el período. Esta evidencia es consistente con lo planteado arriba con relación a M1.

En este sentido requiere más investigación el hecho que el componente de depósitos de particulares reportado en M1 presenta una trayectoria decreciente en variabilidad y nivel a partir de 1997 ya que el esclarecimiento de la situación bancaria reveló depósitos a la vista no reportados por BANINTER y BANCREDITO que equivalían casi al total del M1 reportado de la economía.

Gráfico No. 11



En consecuencia, si los verdaderos datos de M1 histórico no se conocen, se hace imposible aseverar la tasa de crecimiento de M1 en el 2003, pudiendo inclusive la caída del PIB ser el resultado de una tendencia contraria a la aparentemente observada.

7.2 Método de cálculo del indicador alternativo del dinero

A partir de la crisis bancaria acaecida en mayo 2003 y el descubrimiento de los "hoyos" financieros se comenzó a poner en tela de juicio la validez de las series históricas de los distintos agregados monetarios incluyendo M1. Es por esta razón que se consideró imperante el cálculo de un indicador alternativo del dinero en República Dominicana.

Es muy importante recalcar que no se pretende en esta sección construir un sustituto de M1 y mucho menos obtener la serie que realmente se tendría sino hubiese ocurrido la crisis bancaria debido a que esa es una tarea imposible.

Lo que se busca es calcular una serie indicativa del dinero que se relacione adecuadamente con la actividad económica nominal y con la política monetaria y nos sirva para darle robustez a los resultados anteriormente obtenidos o llamar la atención de posibles cambios que pudieran ocurrir en las conclusiones del estudio en caso de utilizar una nueva proxie del dinero.

Para intentar construir un indicador que vaya acorde con el desempeño económico y que sea al mismo tiempo un buen representante de la política monetaria se procede a diferenciar en primera instancia entre datos confiables y no confiables según el fraude bancario del 2003.

Tabla 5
Datos confiables y no confiables

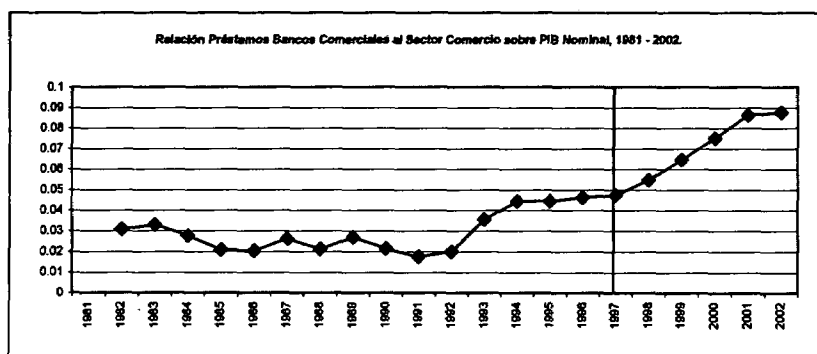
Confiables	No Confiables
Efectivo en poder del publico (EPP)	M1
Depósitos de Bancos Comerciales en el BC (DBCOM)	Depósitos de Ahorro (DS)
Liquidez Bancaria (LB)	Depósitos a Plazo (DP)
Reservas Bancarias (R)	Depósitos a la Vista (DV)
Base Monetaria (H0)	Depósitos Totales (DTOT)
PIB nominal (PIBN)	Velocidad de M1, M2 (VM1, VM2)
Renta Neta de la Inversión, débito y crédito (RNID, RNIC)	Multiplicador de M1, M2 (MX1, MX2)
Crédito interno neto del Banco Central (CINBC)	
Prestamos Banca Comercial (LTOT)?	

Entre los datos estimados como confiables se evalúan cuales presentan causalidad o poder predictivo sobre M1 para el periodo 1982 - 1996 . Luego procedimos a realizar una ecuación explicativa del M1 como variable dependiente (M1) y el PIB nominal (PIBN) y los préstamos de los bancos comerciales al sector comercio (LTO), todas variables I(1) con periodicidad anual 1982-2003, resultando con un quiebre estructural en 1997.

Se procede entonces a estimar la misma ecuación para el período 1982-1996 obteniéndose los resultados mostrados en el anexo 14. Otras razones para tomar este año como punto de quiebre son:

1) Como vimos anteriormente, los préstamos de los Bancos Comerciales al Sector Comercio dividido entre el PIB nominal muestra un quiebre estructural en ese período, verificando un alza no esperada en la serie, como se muestra a continuación en el gráfico 12:

Gráfico 12



A partir de 1997 la relación préstamos de los bancos comerciales sobre el PIB nominal inicia un alza sostenida que lo lleva a representar casi un 9% del PIB en 2002.

2) La tendencia de la relación depósitos de particulares sobre MI (en variación porcentual), vista en la gráfica 11, no muestra una relación con el crecimiento de los préstamos ocurrido en ese mismo año.

3) El 1997 es el año en el que se fusiona el Banco Intercontinental, S.A y Bancomercio S.A. y se crea la razón social Baninter S.A. y se le autoriza a ofrecer servicios bancarios múltiples.

La selección de este año no implica de nuestra parte que este fue el año comienzo de las operaciones que dieron como resultado el "hoyo" financiero, es sólo que consideramos las razones anteriores como interesantes, debido a que es el colapso de Baninter el principal causante de la crisis y el cociente de los préstamos sobre el PIB un indicador de las

operaciones financieras de los bancos y que se comporta en este caso en contradicción a los depósitos de particulares en los mismos.

La justificación de la ecuación 2, en el anexo 14, es continuar utilizando el M1 por las razones expuestas anteriormente. Pero decidimos estimar la ecuación hasta 1996 y con los coeficientes obtenidos de LOT y de PIBN estimar M1 hasta 2003. Por lo que el indicador del dinero calculado está compuesto de dos partes (ver anexo 14):

- 1) La serie M1 hasta 1996.
- 2) La serie estimada fuera de muestra con la ecuación 2 en el anexo 14, a partir del 1997.

Luego se probó la relación de la serie con la política monetaria y con el desempeño económico para verificar su validez como indicador de dinero.

Siguiendo la línea de Bernanke y Blinder (1992) y Sellon (1994), para identificar un indicador de política monetaria se debe cumplir lo siguiente:

- El indicador de política monetaria debería ser una función de la percepción que tenga la autoridad monetaria del estado de la economía.
- El indicador de la política monetaria debe ser una variable exógena, es decir debería excluir las respuestas contemporáneas de la autoridad monetaria ante otras variables objetivo.

Para probar la primera condición se relacionó el indicador calculado con la inflación, que es el objetivo principal del Banco Central; para ello se utilizó una prueba de Causalidad de Granger (ver anexo 14).

Los resultados de la prueba de Granger en dos rezagos evidencian que el indicador del dinero calculado está

relacionado con la inflación en doble causalidad, es decir, causa la inflación y reacciona ante su comportamiento, lo que según Bernanke y Blinder es evidencia de que la serie es un buen indicador de política monetaria. La serie original de M1 no tiene estas características.

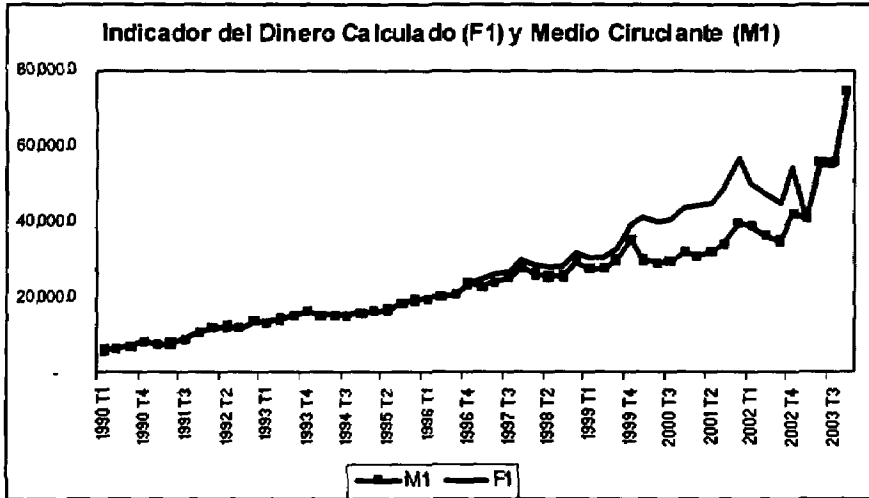
Según Dancuart (1995) y Luque y Perea (1995) una primera aproximación para evaluar si una variable no está influenciada contemporáneamente por otra es mediante la observación de su correlograma cruzado, y observar si la correlación cruzada de orden cero es significativa. En el anexo 14 se muestran los correlogramas cruzados entre el nuevo indicador del dinero (F1), la inflación, el tipo de cambio y el PIB y se hizo el mismo ejercicio con la variable M1 publicada.

Los resultados del análisis de exogenidad muestran que tanto las variables F1 como M1 no reaccionan contemporáneamente con la inflación, el crecimiento económico como indican Danuart y Luque y Perea.

Como vemos entonces el nuevo indicador del dinero cumple con todos los requisitos necesarios para ser un adecuado indicador del dinero en vista de que mantiene su asociación de causalidad con la inflación que es una variable clave para la realización de la política monetaria y al mismo tiempo cumple con el requisito de exogeneidad contemporánea con el PIB real y con la inflación. En adición, como demuestra la ecuación 2 del anexo 14, existe una relación entre el PIB nominal y la variable construida (F1). Sin embargo, el M1 publicado no cumple con algunos de estos requisitos como vimos anteriormente.

La serie indicador del dinero (F1) es mostrada junto a la serie del M1 en la gráfica 13. Vemos que la ecuación pronostica una tendencia que arriba a un dato muy similar al revelado para 2003 y que mantiene la evolución de la tendencia (turning points) de la serie oficial.

Gráfica 13



A continuación serán reestimadas las pruebas de neutralidad para las tres metodologías aplicadas con la intención de evaluar los cambios que puedan resultar y comprobar la validez de las conclusiones originales.

Parte IV

8. Reestimación de las pruebas de neutralidad con el indicador F1

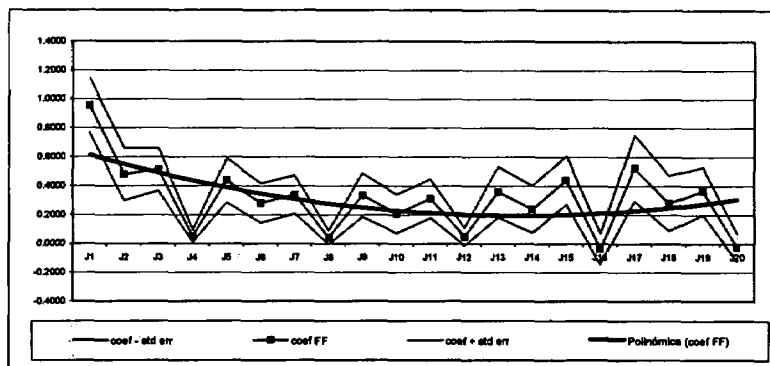
En vista de que la serie F1 muestra un crecimiento mayor que el de M1 a partir de 1997, período que se asoció con una etapa de sostenido crecimiento económico, se pudiera esperar que la repetición de las pruebas de neutralidad rindieran resultados menos neutrales que los anteriores.

8.1 Resultados con la metodología de Fisher y Seater

La nueva serie (F1) presenta un orden de integración $I(1)$ y la del crecimiento del PIB un orden $I(0)$ por lo que las condiciones para llevar a cabo las pruebas de neutralidad se mantienen.

La reestimación de la serie de coeficientes resultado de la ecuación $PIBR_{Lt-j} = a + \beta(FF1_{Lt-j})$ rinde la serie de coeficientes graficados a continuación.

Grafico 14
 Evolución de los coeficientes de la regresión
 $PIBR_{Lt-j} = a + b(FF1_{Lt-j})$



Como se puede observar, la serie de coeficientes siempre son mayores al valor cero requerido para alcanzar la neutralidad. Esto implica que los mayores niveles de medio circulante tuvieron durante la década de los noventa hasta el 2003 un efecto positivo sobre la trayectoria del PIB real en un plazo de cinco años.

8.2 Resultados con la metodología de McGee y Stasiak

En esta parte se utiliza la metodología de McGee y Stasiak recalculando el modelo VAR utilizado en la sección 2.2 y reemplazando el M1 por el indicador del dinero calculado.

El VAR(1) que se había calculado era el siguiente:

$$\begin{bmatrix} PIB_t \\ M1_t \\ G_t \\ P_t \\ TCN_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11}(L) & \alpha_{12}(L) & \alpha_{13}(L) & \alpha_{14}(L) & \alpha_{15}(L) \\ \alpha_{21}(L) & \alpha_{22}(L) & \alpha_{23}(L) & \alpha_{24}(L) & \alpha_{25}(L) \\ \alpha_{31}(L) & \alpha_{32}(L) & \alpha_{33}(L) & \alpha_{34}(L) & \alpha_{35}(L) \\ \alpha_{41}(L) & \alpha_{42}(L) & \alpha_{43}(L) & \alpha_{44}(L) & \alpha_{45}(L) \\ \alpha_{51}(L) & \alpha_{52}(L) & \alpha_{53}(L) & \alpha_{54}(L) & \alpha_{55}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} PIB_t \\ M1_t \\ G_t \\ P_t \\ TCN_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \\ e_{5t} \end{bmatrix} \text{VAR (1)}$$

Donde: PIB es el diferencial logarítmico del PIB real; M1 es el diferencial logarítmico del M1; G es el diferencial logarítmico del gasto público nominal; P es el diferencial logarítmico del índice de precios al consumidor y TCN es el diferencial logarítmico del tipo de cambio nominal. Si los coeficientes $\alpha_{21}, \alpha_{22}, \alpha_{23}, \alpha_{24}, \alpha_{25}$ son significativos se aceptaría la hipótesis de neutralidad en el corto plazo.

Ahora la Variable M1 se sustituye por F1 que es el nuevo indicador calculado del dinero y se obtiene el siguiente VAR:

$$\begin{bmatrix} PIB_t \\ F1_t \\ G_t \\ P_t \\ TCN_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11}(L) & \alpha_{12}(L) & \alpha_{13}(L) & \alpha_{14}(L) & \alpha_{15}(L) \\ \alpha_{21}(L) & \alpha_{22}(L) & \alpha_{23}(L) & \alpha_{24}(L) & \alpha_{25}(L) \\ \alpha_{31}(L) & \alpha_{32}(L) & \alpha_{33}(L) & \alpha_{34}(L) & \alpha_{35}(L) \\ \alpha_{41}(L) & \alpha_{42}(L) & \alpha_{43}(L) & \alpha_{44}(L) & \alpha_{45}(L) \\ \alpha_{51}(L) & \alpha_{52}(L) & \alpha_{53}(L) & \alpha_{54}(L) & \alpha_{55}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} PIB_t \\ M1_t \\ G_t \\ P_t \\ TCN_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \\ e_{5t} \end{bmatrix} \text{VAR (2)}$$

donde F1 es el diferencial logarítmico de F1.

Los resultados muestran que el segundo rezago de F1 es significativo en la explicación del crecimiento económico, evidenciándose neutralidad en el corto plazo, al igual que en la sección 2.2.

8.3 Resultados con la metodología de Barro

La primera estimación de la metodología de Barro subdividía la serie conocida de M1 en dinero esperado (M1LINE resultado de una ecuación explicativa proyectada) y dinero inesperado (M1L1UN). Al reconocerse que la serie conocida de medio circulante (M1L1) era parcial, se hace necesario reestimar también los componentes de dinero esperado e inesperado. Pero cómo suponer que el dinero esperado fuese diferente al estimado en base a los datos de M1 conocidos?

Por definición, el dinero no conocido no podía ser esperado. Se plantea pues que todo dinero no conocido pasa a formar parte de la masa inesperada. La nueva serie de dinero inesperado (M1UN*) se define entonces como:

$$M1L1UN^* = M1L1^* - M1L1NE$$

Esta nueva serie de dinero inesperado se utiliza como variable explicativa del PIB real, rindiendo que varios rezagos (3, 7 y 11 trimestres) sí presentan capacidad explicativa del PIB, como se verifica en la Tabla 6.

Tabla 6

Dependent Variable: PIBRL1

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1994:3 2003:1

Included observations: 35 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.022393	0.023351	-0.958959	0.345
M1L1UU(-3)	1.108947	0.517776	2.14	0.040
M1L1UU(-7)	1.739194	0.539459	3.22	0.003
M1L1UU(-11)	1.555796	0.549163	2.83	0.008
R-squared	0.4098	Mean dependent var		0.01248
Adjusted R-squared	0.3527	S.D. dependent var		0.1606
S.E. of regression	0.1292	Akaike info criterion		-1.1476
Sum squared resid	0.5174	Schwarz criterion		-0.9699
Log likelihood	24.084	F-statistic		7.1773
Durbin-Watson stat	2.8786	Prob(F-statistic)		0.0008

Estos resultados difieren de los primeros en el cual ningún rezago del dinero esperado estimado ejercía influencia sobre la trayectoria del PIB real como predice la teoría de las expectativas racionales. La reestimación de la prueba con la serie de dinero inesperado nueva rinde resultados más afines con la teoría, planteando interesantes implicaciones para futuras investigaciones sobre el cumplimiento de la tesis de expectativas racionales.

9. Evaluaciones comparadas de neutralidad monetaria luego de la crisis bancaria

A continuación se resumen de manera comparativa los resultados de las diversas pruebas de neutralidad monetaria con la serie oficial de M1 y el indicador del dinero F1 estimado en este trabajo.

Tabla 7

Metodología	En qué Consiste?	Hipótesis	Resultados con M1	Resultados con F1
Fisher y Seater	Formalizan neutralidad (LRN) y super-neutralidad (LRSN) del dinero en el largo plazo utilizando un modelo ARIMA y demuestran cómo LRN y LRSN dependen del orden de integración de las variables.	Neutralidad del dinero en el largo plazo (5 años)	Se evidencia neutralidad del dinero después de 10 trimestres.	No se evidencia neutralidad del dinero para un periodo de cinco años.
McGee y Stasiak	Utilizan sistemas de vectores autorregresivos (VAR) con las variables PIB, M1, IPC, G y TCN, para ver el efecto en el corto plazo del dinero, sobre el PIB real.	Neutralidad del dinero respecto al PIB real en el corto plazo.	No hay neutralidad del dinero en el corto plazo	Los resultados muestran que el segundo rezago de F1 es significativo en la explicación del crecimiento económico evidenciándose no neutralidad en el corto plazo
Barro	Se estiman los componentes anticipado y no anticipado del dinero y sus efectos sobre las variables reales, con la intención de comprobar si se verifica o no la hipótesis de ER. Primero se estima una ecuación del crecimiento del dinero en el que el residuo de la ecuación es el componente no anticipado y lo explicado por las variables independientes el anticipado. Luego, se hace una regresión con los componentes del dinero y sus rezagos explicando el PIB real. Dependiendo de la significancia de los coeficientes de los componentes del dinero en la ecuación del M1, se verificará o no la hipótesis de ER.	Neutralidad del dinero respecto al PIB real en el corto plazo.	No se comprueba la hipótesis de neutralidad en el corto plazo, debido a que el dinero anticipado tiene efectos sobre el PIB real en el corto plazo aún cuando el anticipado no tiene	Tanto dinero anticipado como el no anticipado tienen efecto sobre la trayectoria del PIB real por lo que no se comprueba la hipótesis de expectativas racionales ni la de neutralidad.

Como se observa, bajo la metodología de Fischer y Seater, desaparece con el uso del indicador F1, la evidencia de neutralidad en un plazo de 5 años. La aplicación del método de McGee y Stasiak con ambas series deja inalterada la conclusión de no- neutralidad. Igual sucede con la metodología de Barro que confirma la no neutralidad del dinero anticipado en adición a demostrar la no neutralidad del dinero no anticipado que resulta de la serie estimada F1.

10. Conclusiones

Este trabajo buscaba evaluar la neutralidad monetaria respecto a la actividad económica real en la República Dominicana antes y después de la crisis bancaria de 2003. Esto en vista de que el colapso de varias instituciones financieras reveló agregados monetarios no reportados, que casi duplicaban los datos oficiales.

Para subsanar las críticas que pudieran surgir respecto a la validez de estudios que utilicen los datos oficiales de los agregados monetarios, se procedió a crear un indicador del dinero que cumpliera con todas las funciones requeridas para calificarse como tal y que guarde a su vez relación con el desempeño económico nominal, con variables financieras consideradas confiables y con indicadores relacionados con la política monetaria como es la inflación.

La serie estimada se calculó en base a una ecuación que cubría el período 1982-1996 ya que varias variables presentaban quiebres estructurales en 1997, año en el que por demás, Baninter absorbió al Banco del Comercio. La serie del indicador nuevo replica, pues, los datos oficiales hasta el 1996 y proyecta los datos del 1997 al 2003, logrando la ecuación predecir un valor para el 2003 muy similar al oficial reportado.

Se utilizaron tres metodologías para evaluar la neutralidad. La metodología de Fisher y Seater, la cual rinde neutralidad en los primeros diez trimestres utilizando los datos oficiales. Cuando se calcula esta metodología con el indicador desarrollado del dinero, los resultados muestran que no se alcanza la neutralidad en 20 trimestres, que es el período máximo bajo prueba.

La metodología de McGee y Stasiak evidencia la no aceptación de la hipótesis de neutralidad en el corto plazo usando tanto los datos oficiales como el nuevo indicador calculado del dinero.

La metodología de Barro muestra, utilizando los datos oficiales, no neutralidad en el corto plazo porque aunque el dinero no anticipado no tiene efecto sobre el PIB, contradiciendo la teoría de expectativas racionales, el anticipado sí lo tiene, en contradicción con la teoría de la neutralidad monetaria. Con el indicador nuevo la metodología de Barro rinde que ambos componentes son significativos en la explicación de la trayectoria del PIB en el corto plazo sugiriendo la no neutralidad del dinero para periodos cortos.

Los resultados anteriores evidencian la importancia de la política monetaria en el corto plazo ya que el dinero muestra tener efecto sobre el PIB real al menos en el corto plazo. La captura de la política monetaria por parte de instituciones bancarias privadas creadoras de dinero ilegal si bien pudo haber sido el motor del crecimiento económico durante el final de la década de los noventa, también generaba malas prácticas de préstamos produciendo información asimétrica en los agentes económicos privados y en los hacedores de política, además de elevar la morosidad de la cartera más allá de los niveles sustentables.

Lo anterior revela la importancia de la supervisión bancaria en la promoción de la transparencia en la información, además de las buenas prácticas bancarias, para que sean las autoridades monetarias las que decidan el grado de estimulación monetaria adecuada para alcanzar los objetivos de crecimiento y estabilidad económica.

Bibliografía

- Ball, Lawrence y Romer, David; 1987. "Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money". NBER Working Paper Series No. 2476.
- Banco Central de la República Dominicana; 2002. "Informe de la Economía Dominicana". Enero-Junio 2002.
- Banco Central de la República Dominicana; 2003. "Informe de la Economía Dominicana". Enero-Junio 2003.
- Banco Central de la República Dominicana; 2003. "Informe de la Economía Dominicana". Enero-Septiembre 2003.
- Barro, Robert; 1978. "Unanticipated Money, Output and the Price Level in the United States". *Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 4.
- Canarella, Giorgio y Pollard, Stephen, 1989. "Unanticipated Monetary Growth, Output and the Price Level in Latin America, an empirical investigation. *Journal of Development Economics*, vol. 30; pg. 345-358.
- Demery, David and Duck, Nigel; 2002. "Optimally Rational Expectations and Macroeconomics". University of Bristol Discussion Paper 02/533.
- Fisher, Mark y Seater, John; 1993. "Long Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework. *The American Economic Review*, Vol. 83, No. 3.
- Jah, Raghendra y Donde, Kshitija; 2001. "The Real Effects of Anticipated and Unanticipated Money: a test of the Barro Proposition in the Indian Context". *The Indian Economic Journal*, Vol. 48, no. 4.

- González Hernández, Ramón A.y Lora, Dayana; 2000. "Un modelo estructural para explicar la inflación en la República Dominicana", Revista Oeconomia, Banco Central de la República Dominicana.
- Hume, David; 1752. "Of Interest", in *Essays*, p.296-7.
- King, Robert y Watson, Mark; 1997. "Testing Long Run Neutrality". *Economic Quarterly*, Vol. 83/3, Summer 1997. Federal Reserve Bank of Richmond.
- Lucas, Robert, 1972. "Expectations and the Neutrality of Money". *Journal of Political Economy*.
- Lucas, Robert, 1973. "Some international evidence on output-inflation tradeoffs". *American Economic Review* 63.
- McGee, Robert y Staskiak, Richard; *Journal of Money Credit and Banking*, 1985.
- Miller, L. y Pulsinelli (1997) : *Moneda y Banca*, Segunda Edición
- Mishkin, F, 1986. "The Economics of Money, Banking and Financial Markets. Little & Brown.
- Mishkin, Frederick; 1982. "Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation". *Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 1.
- Phelps E. S. And Taylor J.B ; 1977., "Stabilizing Power of Monetary Policy under Rational Expectations", *Journal of Political Economy*, 1977, 85, pp.163-190
- Sánchez Fung, José R., 1998. "Neutralidad Monetaria: un análisis econométrico para el caso de la República Dominicana", *Nueva Literatura Económica Dominicana*, Banco Central de la República Dominicana 1998.

Schiff, Aarón; 1999. "A review of some empirical evidence on the Quantity Theory of Money". 616.713 Monetary Economics.

Vásquez, Harold, 2002. "Mecanismos de Transmisión Monetaria en la República Dominicana", Nueva Literatura Económica Dominicana, Banco Central de la República Dominicana 2003.

Yamak, Rahmi y Kucukkale, Yakup; 1998. " Anticipated versus Unanticipated Money in Turkey". Yapi Kredi Economic Review 9(1),pp. 15-25.

ANEXOS

Anexo estadístico: serie de datos utilizada en la sección de la
 metodología de McGee y Stasiak

obs	PIB	M1	M1ESP	G	IPC	TCN
1990:1	1020.400	5806.600	5707.975	627.8200	32.86000	9.538800
1990:2	1012.862	6611.500	6509.265	696.3000	35.35000	10.67240
1990:3	769.1380	6635.800	6538.167	557.9800	45.44000	12.06180
1990:4	934.5183	8304.800	8200.920	627.4400	56.84000	13.11390
1991:1	962.0335	7369.000	7271.673	736.2200	59.61000	13.42810
1991:2	1006.275	8031.700	7932.588	886.0600	58.71000	12.66620
1991:3	765.0504	8739.800	8640.481	866.5700	60.58000	12.58340
1991:4	1038.841	10967.30	10867.51	971.0200	61.33000	12.58240
1992:1	1036.360	11556.20	11453.97	951.4400	60.07000	12.70590
1992:2	1061.618	12246.60	12145.16	1150.280	62.30000	12.91920
1992:3	846.4934	11971.80	11873.33	1160.710	62.99000	12.67170
1992:4	1128.659	13821.20	13720.83	1452.490	64.50000	12.55980
1993:1	1062.138	13238.10	13138.79	1408.670	64.59000	12.54440
1993:2	1087.027	14104.70	14005.47	1535.160	64.99000	12.55010
1993:3	868.0071	15225.30	15122.35	1695.720	65.67000	12.65410
1993:4	1176.463	16117.80	16018.77	1993.710	66.30000	12.72330
1994:1	1115.905	15158.40	15058.25	1776.720	68.19000	12.96260
1994:2	1105.179	15225.30	15125.01	1805.080	70.32000	12.95730
1994:3	887.6026	14981.40	14880.52	1885.470	72.21000	13.22840
1994:4	1281.419	15488.40	15392.11	1929.460	75.79000	13.05000
1995:1	1166.549	15968.20	15866.73	1471.660	77.89000	13.47080
1995:2	1106.154	16542.90	16444.10	1882.650	78.60000	13.66510
1995:3	1023.315	17945.20	17842.72	2204.500	81.25000	13.63110
1995:4	1283.304	19224.40	19126.94	2170.760	82.77000	13.25740
1996:1	1233.656	19599.70	19498.50	1974.910	82.93000	13.60080
1996:2	1192.843	20267.80	20167.41	2284.960	83.51000	13.91270
1996:3	1078.209	20696.20	20596.65	2373.530	84.31000	13.71990
1996:4	1402.695	23481.00	23380.98	2247.300	86.04000	13.64950
1997:1	1290.869	22659.80	22560.83	2187.850	88.47000	14.25110
1997:2	1302.533	24206.90	24105.67	2680.340	89.79000	14.20470
1997:3	1170.961	24852.70	24752.54	2848.540	92.64000	14.16530
1997:4	1543.242	27861.80	27761.35	3250.090	93.24000	14.27110
1998:1	1383.631	25889.50	25789.45	2612.680	93.12000	14.63550
1998:2	1382.430	25483.00	25383.27	3124.930	93.91000	15.19040
1998:3	1272.132	25737.30	25637.83	2965.060	95.34000	15.47980
1998:4	1663.807	29230.40	29130.41	3793.030	100.5300	15.77520
1999:1	1458.741	27716.20	27615.89	3297.440	100.2500	16.05700
1999:2	1470.882	27462.90	27364.81	3498.500	99.91000	15.85940
1999:3	1402.633	30004.00	29903.39	3705.930	100.3400	15.91310
1999:4	1828.359	35478.70	35374.89	4553.020	105.6600	15.93500
2000:1	1627.182	30121.50	30023.40	3846.290	105.9900	16.17910
2000:2	1623.111	29140.80	29041.46	3859.000	107.1800	16.29500
2000:3	1488.298	29668.50	29567.19	3889.460	113.0900	16.46250
2000:4	1872.783	31907.50	31809.50	4472.730	115.1900	16.60790
2001:1	1601.597	30730.00	30630.60	3976.080	117.7300	16.84500
2001:2	1644.562	31727.60	31627.82	4494.700	118.1000	16.77750
2001:3	1584.410	33904.90	33804.33	4520.550	119.7700	16.95830
2001:4	1992.308	39796.90	39697.07	6629.820	120.2400	17.06720
2002:1	1706.221	38936.80	38834.59	5022.210	122.3500	17.57760
2002:2	1743.513	36494.00	36393.68	5615.410	122.8800	17.87130
2002:3	1618.679	34634.30	34537.68	5890.380	126.3200	18.67900
2002:4	2036.306	42515.20	42414.00	5931.130	132.8800	21.33160
2003:1	1705.483	40992.60	40891.99	4957.410	145.2400	23.29300

Anexo estadístico: componente irregular de las series utilizadas

obs	PIB_IRREG	M1IRREG	G_IRREG	IPC_IRREG	TCN_IRREG
1990:1	9.875913	98.62522	100.2712	100.0437	93.23667
1990:2	-1.261842	102.2348	101.6025	99.72628	92.36442
1990:3	8.319258	97.63348	97.81192	100.1367	99.93691
1990:4	-9.530354	103.8799	98.71628	100.0360	95.52115
1991:1	-9.383711	97.32694	100.9530	100.1567	99.69281
1991:2	4.338396	99.11162	99.53178	99.95112	92.45099
1991:3	-9.787861	99.31941	101.7829	100.0067	94.67459
1991:4	4.457439	99.78970	100.4557	100.0758	96.41060
1992:1	4.467194	102.2316	98.01458	99.68037	97.12150
1992:2	-2.283310	101.4422	101.2350	100.3956	98.52885
1992:3	4.452410	98.46823	98.31323	99.72470	98.43844
1992:4	4.270853	100.3712	100.8238	100.1249	99.27192
1993:1	-7.228665	99.31197	100.6274	99.93433	99.24872
1993:2	2.700372	99.23169	98.79171	100.0309	99.57773
1993:3	3.385775	102.9526	100.4109	100.0512	99.68680
1993:4	-8.822547	99.03420	100.2182	99.86988	99.77935
1994:1	2.948788	100.1503	102.3949	100.0423	99.91035
1994:2	9.578233	100.2915	99.10746	100.0371	99.70024
1994:3	-24.76004	100.8825	99.54088	99.95124	100.2645
1994:4	23.58388	96.28912	101.7468	99.98110	99.57759
1995:1	-3.529623	101.4738	95.33932	100.1085	100.2455
1995:2	-16.76055	98.79979	100.6966	99.86156	99.77357
1995:3	24.65986	102.4811	101.6731	100.1327	100.2736
1995:4	-23.13170	97.46115	99.33039	99.92928	99.71202
1996:1	10.20337	101.1973	101.6032	100.0286	100.0441
1996:2	-1.687086	100.3926	99.96428	99.97477	100.1077
1996:3	-2.892997	99.55374	100.6076	100.0663	99.93407
1996:4	1.411170	100.0175	96.80078	99.84304	99.94803
1997:1	-5.829514	98.96577	101.0174	100.1757	99.99361
1997:2	7.167764	101.2257	99.72295	99.83014	100.1660
1997:3	-4.346218	100.1581	100.3662	100.1675	99.77308
1997:4	2.401421	100.4472	102.5353	99.94620	100.2018
1998:1	1.918187	100.0495	97.32100	99.90190	99.75043
1998:2	-0.548146	99.73166	102.2974	100.2151	100.2158
1998:3	-1.102276	99.46677	97.30586	99.66340	99.84316
1998:4	1.072228	99.99053	100.5772	100.3872	100.1575
1999:1	-7.200172	100.3111	100.9909	99.65566	99.97885
1999:2	-6.482520	98.08906	98.51489	100.3499	99.97335
1999:3	3.174284	100.6108	100.7802	99.62742	100.0106
1999:4	3.044313	103.8055	100.9539	100.2831	99.98893
2000:1	13.29859	98.09758	100.5057	99.89876	100.0364
2000:2	8.064937	99.33656	99.14235	99.87737	99.93129
2000:3	-5.014880	101.3098	99.65535	100.2449	100.0530
2000:4	-2.442210	97.99648	99.29031	99.76781	99.96576
2001:1	-9.905006	99.39693	100.1803	100.2096	100.1229
2001:2	-7.291062	99.78364	101.1106	99.82482	99.84112
2001:3	9.330347	100.5684	99.40466	100.1747	100.0788
2001:4	0.856041	99.83409	135.8328	99.84515	100.0224
2002:1	2.313047	102.2122	121.2713	100.1284	99.89365
2002:2	12.67265	100.3200	115.7045	99.87641	100.0491
2002:3	-5.417656	96.61997	111.8967	100.0529	99.93270
2002:4	2.828465	101.1974	107.3906	99.91042	99.96105
2003:1	-1.948397	100.6121	104.9235	100.0351	100.0184

Anexo estadístico
 Sección metodologías de Fisher y Seater, Barro

	PIBR*	PIBRL	PIBRL1	M1	M1L	M1L1	M1L1NE	M1L1NU	GGL	GGLHP
1990:01:00	61.3	4.1158	-0.0789	5806.60	8.6668				6.5896	6.5009
1990:02:00	60.9	4.1092	-0.0065	6611.50	8.7866	0.1298			6.4365	6.5628
1990:03:00	48.2	3.8330	-0.2763	6635.80	8.8002	0.0037			6.6453	6.6249
1990:04:00	56.2	4.0269	0.1959	8304.80	9.0246	0.2244			6.4967	6.6870
1991:01:00	57.8	4.0570	0.0281	7369.00	8.9050	-0.1196			6.6916	6.7491
1991:02:00	60.5	4.1026	0.0457	8031.70	8.9912	0.0861			6.7480	6.8110
1991:03:00	46.0	3.8286	-0.2740	8739.80	9.0756	0.0845			6.7006	6.8728
1991:04:00	62.4	4.1336	0.3049	10967.30	9.3027	0.2270	0.2422	-0.0151	7.0186	6.9340
1992:01:00	62.3	4.1320	-0.0016	11556.20	9.3550	0.0523	0.0725	-0.0202	6.9154	6.9945
1992:02:00	63.8	4.1568	0.0238	12246.60	9.4130	0.0580	0.0342	0.0238	7.0294	7.0539
1992:03:00	50.9	3.9299	-0.2259	11971.80	9.3903	-0.0227	0.0155	-0.0382	7.1763	7.1120
1992:04:00	67.8	4.2166	0.2867	13621.20	9.5340	0.1436	0.0781	0.0655	7.4446	7.1664
1993:01:00	63.8	4.1558	-0.0608	13238.10	9.4909	-0.0431	-0.0714	0.0283	7.3003	7.2228
1993:02:00	65.3	4.1790	0.0232	14104.70	9.5543	0.0634	0.0209	0.0425	7.2958	7.2752
1993:03:00	52.2	3.9551	-0.2239	15225.30	9.6307	0.0765	0.0369	0.0396	7.4514	7.3254
1993:04:00	70.7	4.2584	0.3034	16117.80	9.6877	0.0570	0.0691	-0.0121	7.7191	7.3735
1994:01:00	67.1	4.2062	-0.0523	15158.40	9.6263	-0.0614	-0.0281	-0.0322	7.5212	7.4194
1994:02:00	66.4	4.1957	-0.0105	15225.30	9.6307	0.0044	-0.0074	0.0118	7.3764	7.4635
1994:03:00	53.3	3.9759	-0.2198	14981.40	9.6146	-0.0161	0.0067	-0.0228	7.4363	7.5059
1994:04:00	77.0	4.3438	0.3679	15488.40	9.6478	0.0333	0.1120	-0.0788	7.9237	7.5470
1995:01:00	70.1	4.2499	-0.0939	15968.20	9.6784	0.0305	-0.0491	0.0796	7.3268	7.5869
1995:02:00	66.5	4.1972	-0.0527	16542.90	9.7137	0.0354	0.0199	0.0154	7.4846	7.6262
1995:03:00	61.5	4.1190	-0.0782	17945.20	9.7951	0.0814	0.0489	0.0325	7.6012	7.6651
1995:04:00	77.1	4.3451	0.2261	19224.40	9.8639	0.0689	0.0816	-0.0127	7.8437	7.7038
1996:01:00	74.1	4.3054	-0.0397	19598.70	9.8833	0.0193	0.0083	0.0110	7.5604	7.7425
1996:02:00	71.7	4.2725	-0.0329	20267.80	9.9168	0.0335	0.0336	-0.0001	7.6849	7.7813
1996:03:00	64.8	4.1713	-0.1012	20696.20	9.9377	0.0209	-0.0088	0.0298	7.4721	7.8205
1996:04:00	84.3	4.4344	0.2631	23481.00	10.0639	0.1262	0.1163	0.0100	7.8269	7.8600
1997:01:00	77.6	4.3516	-0.0826	22659.80	10.0283	-0.0356	-0.0131	-0.0225	7.8702	7.8999
1997:02:00	78.3	4.3605	0.0090	24206.90	10.0944	0.0660	0.0600	0.0061	7.9410	7.9398
1997:03:00	70.4	4.2542	-0.1064	24852.70	10.1207	0.0263	0.0314	-0.0051	7.9940	7.9798
1997:04:00	82.8	4.5304	0.2763	27861.80	10.2350	0.1143	0.1081	0.0062	8.4662	8.0197
1998:01:00	83.2	4.4212	-0.1092	25889.50	10.1616	-0.0734	-0.1286	0.0552	7.7928	8.0594
1998:02:00	83.1	4.4200	-0.0012	25483.00	10.1458	-0.0158	0.0105	-0.0263	8.0379	8.0990
1998:03:00	76.5	4.3373	-0.0828	25737.30	10.1557	0.0099	0.0166	-0.0067	7.9378	8.1385
1998:04:00	100.0	4.6052	0.2679	29230.40	10.2830	0.1273	0.1141	0.0132	8.3941	8.1780
1999:01:00	87.7	4.4739	-0.1312	27716.20	10.2298	-0.0532	-0.0237	-0.0295	8.2429	8.2171
1999:02:00	88.4	4.4819	0.0080	27462.90	10.2206	-0.0092	0.0293	-0.0385	8.2124	8.2560
1999:03:00	84.3	4.4344	-0.0475	30004.00	10.3091	0.0965	0.0716	0.0169	8.2224	8.2946
1999:04:00	109.9	4.6996	0.2652	35478.70	10.4767	0.1676	0.1251	0.0425	8.7585	8.3327
2000:01:00	97.8	4.5829	-0.1166	30121.50	10.3130	-0.1637	-0.0840	-0.0797	8.4320	8.3705
2000:02:00	97.6	4.5809	-0.0020	29140.80	10.2799	-0.0331	-0.0096	-0.0235	8.1704	8.4080
2000:03:00	89.5	4.4942	-0.0866	29668.50	10.2976	0.0179	0.0349	-0.0170	8.3187	8.4454
2000:04:00	112.6	4.7238	0.2296	31907.50	10.3706	0.0728	0.1145	-0.0418	8.6499	8.4828
2001:01:00	96.4	4.5685	-0.1553	30730.00	10.3330	-0.0376	-0.0011	-0.0365	8.4320	8.5203
2001:02:00	98.7	4.5921	0.0236	31727.80	10.3649	0.0319	0.0732	-0.0413	8.4284	8.5579
2001:03:00	95.2	4.5560	-0.0361	33904.90	10.4313	0.0664	0.0809	-0.0145	8.3147	8.5956
2001:04:00	119.7	4.7850	0.2290	39796.90	10.5915	0.1602	0.1531	0.0072	9.0496	8.6334
2002:01:00	101.3	4.6181	-0.1669	38936.80	10.5697	-0.0218	-0.0326	0.0107	8.8180	8.6710
2002:02:00	106.1	4.6644	0.0463	36494.00	10.5049	-0.0648	-0.0499	-0.0149	8.5519	8.7086
2002:03:00	97.3	4.5778	-0.0866	34634.30	10.4526	-0.0523	-0.0078	-0.0445	8.5169	8.7463
2002:04:00	122.4	4.8073	0.2295	42515.20	10.6576	0.2050	0.1237	0.0813	8.9720	8.7840
2003:01:00	102.8	4.6328	-0.1745	40982.60	10.6211	-0.0365	-0.0680	0.0315	8.8029	8.8218

ANEXO 1

Resultados de las regresiones con J rezagos para la metodología de Fisher y Seater

Coeficientes de Regresión para la Ecuación $PIBRL_j = a + bM1L_j$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M1J1	1.0036	0.2170	4.6246	0.0000
M1J2	0.5289	0.2033	2.6018	0.0122
M1J3	0.5912	0.1825	3.2400	0.0022
M1J4	0.0449	0.0525	0.8560	0.3964
M1J5	0.4206	0.1824	2.3066	0.0257
M1J6	0.2216	0.1530	1.4487	0.1544
M1J7	0.2724	0.1421	1.9172	0.0619
M1J8	-0.0521	0.0449	-1.1610	0.2522
M1J9	0.2350	0.1498	1.5693	0.1241
M1J10	0.0881	0.1330	0.6623	0.5115
M1J11	0.1622	0.1271	1.2757	0.2096
M1J12	-0.0933	0.0509	-1.8326	0.0747
M1J13	0.0814	0.1644	0.4949	0.6236
M1J14	-0.0138	0.1442	-0.0959	0.9241
M1J15	0.0991	0.1414	0.7012	0.4878
M1J16	-0.2003	0.0654	-3.0639	0.0043
M1J17	0.0626	0.1929	0.3247	0.7475
M1J18	-0.0304	0.1580	-0.1922	0.8488
M1J19	0.0522	0.1410	0.3702	0.7138
M1J20	-0.1883	0.0685	-2.7468	0.0101

Anexo 2: Método de Error Final de Predicción (EFP)

VAR (1)					
Cantidad de rezagos	2	3	4	5	6
EFP	0.0096	0.0008	0.0007	0.0004	0.0032

VAR(2)					
Cantidad de rezagos	2	3	4	5	6
EFP	0.0103	0.0009	0.0007	0.0006	0.0003

ANEXO 3: VAR 1

Date: 01/07/04 Time: 11:40
 Sample(adjusted): 1991:4 2003:1
 Included observations: 46 after adjusting endpoints
 Standard errors & t-statistics in parentheses

	DLP1B	DLM1	DLG	DUPC	DLTON
DLP1B(-1)	-0.848714 (-3.55564)	-0.570937 (-1.28238)	-0.171796 (-0.20278)	0.052233 (-0.41472)	-0.063481 (-0.38082)
DLP1B(-2)	-0.752202 (-3.26243)	-0.809443 (-1.64397)	-0.201294 (-0.18972)	-0.15413 (-0.97725)	-0.379443 (-1.81822)
DLP1B(-3)	-0.87164 (-2.66248)	-1.286269 (-2.12183)	-0.515104 (-0.44300)	-0.040467 (-0.23412)	-0.143517 (-0.82751)
DLP1B(-4)	0.280852 (-1.07467)	-1.099595 (-1.87234)	-0.480501 (-0.42862)	-0.04302 (-0.25893)	-0.106521 (-0.48080)
DLP1B(-5)	-0.109232 (-0.45772)	-0.572764 (-0.99121)	-0.639353 (-0.57890)	-0.026518 (-0.18097)	0.202024 (-0.92677)
DLP1B(-6)	0.038626 (-0.2255)	-0.147044 (-0.35452)	0.018315 (-0.02302)	0.080467 (-0.68048)	0.223123 (-1.42599)
DLM1(-1)	-0.136106 (-1.11500)	-0.170445 (-0.57688)	0.555539 (-0.97899)	-0.048713 (-0.55434)	-0.116637 (-1.04805)
DLM1(-2)	0.175559 (2.27227)	-0.399028 (-1.18925)	0.483336 (-0.75109)	-0.070743 (-0.73953)	-0.021484 (-0.16957)
DLM1(-3)	-0.161173 (-1.07613)	0.18984 (-0.52293)	-0.222841 (-0.32039)	0.031086 (-0.30047)	0.005178 (-0.03785)
DLM1(-4)	0.075229 (2.72388)	0.690203 (-2.18084)	0.825854 (-1.0358)	0.245529 (-2.73381)	0.265684 (-2.23553)
DLM1(-5)	0.213691 (-1.24565)	0.409417 (-0.98563)	0.198178 (-0.24878)	-0.120013 (-1.01339)	-0.211528 (-1.34989)
DLM1(-6)	-0.376542 (-3.42350)	-0.208938 (-0.77702)	-0.038271 (-0.07493)	-0.011645 (-0.15337)	0.00383 (-0.03812)
DLG(-1)	0.022812 (-0.36269)	-0.041232 (-0.27313)	-0.46506 (-1.60828)	-0.009921 (-0.23050)	0.047551 (-0.83498)
DLG(-2)	-0.125158 (-1.68325)	-0.191832 (-1.08437)	-0.5864 (-1.89821)	-0.038974 (-0.78708)	0.028741 (-0.42318)
DLG(-3)	-0.090435 (-1.09078)	-0.445736 (-2.22030)	-0.25222 (-0.65507)	-0.087972 (-1.53702)	0.019186 (-0.25334)
DLG(-4)	-0.218815 (-2.13607)	-0.430823 (-1.73680)	-0.075898 (-0.15954)	-0.089221 (-0.87885)	0.052885 (-0.56518)
DLG(-5)	-0.087478 (-0.64281)	-0.175258 (-0.88950)	-0.213871 (-0.43871)	0.079681 (-1.09953)	-0.032049 (-0.33424)
DLG(-6)	0.252544	0.15288	-0.254118	0.081759	-0.005816

Continuación VAR 1

DLIPC(-1)	-0.690655 (-1.89401)	-1.844433 (-2.08892)	-1.205222 (-0.71170)	-0.331138 (-1.31543)	0.058494 -0.17561
DLIPC(-2)	-0.53154 (-1.32778)	-0.534076 (-0.55097)	-1.010342 (-0.54346)	0.294115 -1.06425	0.222715 -0.60905
DLIPC(-3)	0.836739 -1.99847	0.379427 -0.37426	0.299449 -0.15401	0.094157 -0.32576	-0.264504 (-0.69160)
DLIPC(-4)	-0.972165 (-3.44406)	-0.244178 (-0.35725)	-1.694913 (-1.29296)	-0.179841 (-0.92291)	-0.306851 (-1.19008)
DLIPC(-5)	-0.020049 (-0.07805)	-0.10512 (-0.16901)	1.229677 -1.03081	0.039813 -0.22452	0.392134 -1.67121
DLIPC(-6)	-0.264677 (-1.04151)	0.151018 -0.24542	-0.692141 (-0.58647)	-0.024978 (-0.14238)	-0.244641 (-1.05389)
DLTCN(-1)	-0.064896 (-0.24587)	-0.517849 (-0.81026)	-0.979634 (-0.79920)	0.468327 -2.57022	0.781923 -3.24313
DLTCN(-2)	0.312814 -0.56348	0.241645 -0.17976	0.493351 -0.18136	-0.248712 (-0.64375)	0.078579 -0.15101
DLTCN(-3)	-1.278298 (-2.74878)	-1.055722 (-0.93755)	0.384716 -0.17814	-0.324569 (-1.01100)	0.266982 -0.6285
DLTCN(-4)	0.772109 -1.8238	0.258048 -0.25173	-0.383647 (-0.19514)	0.245985 -0.84168	-0.30728 (-0.79460)
DLTCN(-5)	0.881146 -2.16546	1.418801 -1.43979	-1.210748 (-0.64071)	0.255944 -0.91114	0.176173 -0.47398
DLTCN(-6)	0.73472 -1.93504	0.468059 -0.5091	0.538158 -0.3052	-0.00875 (-0.03338)	0.208696 -0.60173
C	0.062052 -1.82052	0.159778 -1.93596	0.160406 -1.01337	0.018616 -0.79118	0.004828 -0.15507
R-squared	0.993431	0.826438	0.806917	0.774939	0.78392
Adj. R-squared	0.980292	0.479314	0.42075	0.324817	0.351759
Sum sq. resid	0.008151	0.047791	0.175796	0.003885	0.006801
S.E. equation	0.023311	0.056446	0.108258	0.016093	0.021294
F-statistic	75.61064	2.380817	2.089556	1.72162	1.813956
Log likelihood	133.408	92.72847	62.77149	150.4544	137.5725
Akaike AIC	-4.452521	-2.683847	-1.381369	-5.193668	-4.633588
Schwarz SC	-3.220175	-1.451501	-0.149024	-3.961323	-3.401243
Mean dependent	0.017427	0.033598	0.037915	0.019009	0.013386
S.D. dependent	0.166052	0.078224	0.142241	0.019585	0.026447
Determinant Residual Covariance			3.26E-18		
Log Likelihood			599.7386		
Akaike Information Criteria			-19.33637		
Schwarz Criteria			-13.17465		

Anexo 4: VAR 2

Date: 01/07/04 Time: 11:42
 Sample(adjusted): 1991:4 2003:1
 Included observations: 46 after adjusting endpoints
 Standard errors & t-statistics in parentheses

	DLPIB	M1IRREG	DLG	DUPC	DLTCN
DLPIB(-1)	-0.568183 (-2.85467)	12.81268 -1.38498	1.082613 -1.54041	-0.007714 (-0.05593)	-0.142485 (-0.83070)
DLPIB(-2)	-0.580443 (-2.37401)	17.84823 -1.57045	1.767945 -2.07082	-0.201146 (-1.18716)	-0.371026 (-1.97273)
DLPIB(-3)	-0.441343 (-1.87234)	21.94952 -1.78929	1.551971 -1.66532	-0.136679 (-0.74735)	-0.133199 (-0.85613)
DLPIB(-4)	0.597554 -2.25015	20.77737 -1.66318	1.702316 -1.81526	-0.099304 (-0.53961)	-0.015621 (-0.07647)
DLPIB(-5)	-0.008239 (-0.03429)	7.689681 -0.70647	-0.040882 (-0.04819)	-0.107791 (-0.64743)	0.23853 -1.29067
DLPIB(-6)	0.135755 -0.70695	2.215639 -0.24822	0.053551 -0.07897	0.082135 -0.61723	0.329932 -2.23359
M1IRREG(-1)	-0.006714 (-1.29351)	-1.29587 (-5.37128)	-0.040096 (-2.16762)	0.000544 -0.15127	-0.004664 (-1.16816)
M1IRREG(-2)	-0.000502 (-0.08122)	-1.320926 (-4.59371)	-0.06397 (-2.92835)	0.002916 -0.68026	0.002878 -0.60484
M1IRREG(-3)	-0.014734 (-1.82975)	-1.176047 (-3.14200)	-0.091345 (-3.21237)	0.007111 -1.27433	0.000552 -0.08916
M1IRREG(-4)	-0.002097 (-0.27135)	-0.703002 (-1.95733)	-0.024024 (-0.88047)	0.005177 -0.96682	-0.002668 (-0.44893)
M1IRREG(-5)	-0.016273 (-2.28164)	-0.968429 (-2.89562)	-0.017635 (-0.89409)	-0.005603 (-1.12380)	-0.011237 (-2.03024)
M1IRREG(-6)	-0.019557 (-4.08052)	-0.4778 (-2.14470)	-0.009935 (-0.58704)	-0.002021 (-0.60858)	0.00099 -0.26855
DLG(-1)	0.095308 -1.46814	5.977684 -1.98096	-0.1352 (-0.58978)	-0.013862 (-0.30814)	0.029351 -0.58777
DLG(-2)	-0.090095 (-1.46248)	4.235339 -1.47905	-0.089118 (-0.40966)	-0.083 (-1.94420)	-0.005409 (-0.11414)
DLG(-3)	-0.036508 (-0.38814)	5.769386 -1.31959	0.38452 -1.15768	-0.095313 (-1.46228)	0.073355 -1.01385
DLG(-4)	-0.110244 (-1.10636)	5.65648 -1.22123	0.420718 -1.19564	-0.031657 (-0.45845)	0.151412 -1.97536
DLG(-5)	0.050434 -0.50637	1.781854 -0.38056	0.140571 -0.39968	0.094442 -1.36833	-0.020137 (-0.26283)
DLG(-6)	0.303828 2.02417	7.180909 4.77689	0.028571 0.00760	0.07202 4.02829	-0.068547 (-0.02421)

Cont. VAR 2

DLIPC(-1)	-0.543215 (-1.34885)	1.891331 -0.10103	-0.344398 (-0.24217)	-0.407517 (-1.46021)	0.361364 -1.16648
DLIPC(-2)	-0.409717 (-1.00716)	-2.143435 (-0.11335)	-0.883624 (-0.61510)	0.218307 -0.77439	0.217609 -0.8954
DLIPC(-3)	0.929361 -2.14303	1.833263 -0.09094	0.970364 -0.63364	0.139321 -0.46359	-0.313387 (-0.93943)
DLIPC(-4)	-1.000272 (-3.36425)	-23.04823 (-1.66769)	-1.865918 (-1.77717)	-0.069381 (-0.33673)	-0.118692 (-0.51896)
DLIPC(-5)	0.300734 -1.13931	14.43115 -1.17816	2.354028 -2.52543	0.072888 -0.39846	0.356843 -1.75743
DLIPC(-6)	-0.375738 (-1.54156)	-18.73738 (-1.65383)	-0.467804 (-0.54351)	-0.120452 (-0.71312)	-0.367164 (-1.95828)
DLTCN(-1)	0.006052 -0.02228	18.5015 -1.46601	0.152509 -0.15907	0.270183 -1.43602	0.684369 -3.27685
DLTCN(-2)	0.165011 -0.3481	0.33477 -0.01519	-0.084976 (-0.05076)	-0.017921 (-0.05456)	0.265129 -0.7271
DLTCN(-3)	-1.107844 (-2.59277)	-32.49743 (-1.63622)	0.751551 -0.49809	-0.123704 (-0.41778)	0.587485 -1.78741
DLTCN(-4)	0.780185 -1.81864	-29.51347 (-1.48005)	-0.651901 (-0.43032)	0.149217 -0.50193	-0.577162 (-1.74899)
DLTCN(-5)	0.588654 -1.46558	8.223772 -0.44048	-2.853583 (-2.01191)	0.082579 -0.29869	-0.012981 (-0.04201)
DLTCN(-6)	0.605419 -1.54558	6.925848 -0.38038	-1.327195 (-0.95948)	0.18816 -0.69317	0.40111 -1.33119
C	6.017143 -2.02339	692.3404 -5.00858	24.65231 -2.34754	-0.786478 (-0.38164)	1.407038 -0.61509
R-squared	0.992834	0.814235	0.878223	0.752623	0.832851
Adj. R-squared	0.978503	0.442706	0.634688	0.257869	0.498552
Sum sq. resids	0.008891	19.21099	0.110874	0.00427	0.005281
S.E. equation	0.024346	1.131895	0.085974	0.016872	0.018728
F-statistic	69.27633	2.191578	3.605857	1.521207	2.491338
Log likelihood	131.4094	-45.18852	73.37284	148.2799	143.4781
Akaike AIC	-4.365627	3.312544	-1.842297	-5.099126	-4.89035
Schwarz SC	-3.133282	4.544889	-0.609952	-3.866781	-3.658005
Mean dependent	0.017427	100.0426	0.037915	0.019009	0.013386
S.D. dependent	0.166052	1.515958	0.142241	0.019585	0.026447
Determinant Residual Covariance		9.83E-16			
Log Likelihood		468.441			
Akaike Information Criteria		-13.62787			
Schwarz Criteria		-7.466142			

Anexo 5: VAR 3

Date: 01/09/04 Time: 10:19
 Sample(adjusted): 1991:3 2003:1
 Included observations: 47 after adjusting endpoints
 Standard errors & t-statistics in parentheses

	PIB_IRREG	M1IRREG	G_IRREG	IPC_IRREG	TCN_IRREG
PIB_IRREG(-1)	-0.689153 (-2.53019)	0.015903 -0.30607	0.213015 -0.82871	0.000108 -0.06144	0.000983 -0.431
PIB_IRREG(-2)	-0.395459 (-1.37615)	-0.020732 (-0.37820)	0.154826 -0.5709	-0.000631 (-0.34132)	0.001088 -0.4525
PIB_IRREG(-3)	-0.084226 (-0.32931)	-0.006837 (-0.14013)	-0.33983 (-1.40781)	0.001852 -1.00407	0.00037 -0.17283
PIB_IRREG(-4)	-0.879611 (-3.27034)	-0.03133 (-0.61062)	-0.088937 (-0.35038)	0.002013 -1.16331	0.004473 -1.98685
PIB_IRREG(-5)	-0.529356 (-1.87301)	-0.007962 (-0.13191)	0.132078 -0.44232	0.000113 -0.05527	-4.45E-05 (-0.01679)
PIB_IRREG(-6)	-0.246178 (-1.01023)	-0.046913 (-1.00919)	0.256669 -1.11609	0.000747 -0.47836	-0.00148 (-0.72535)
M1IRREG(-1)	0.010914 -0.00766	-0.751428 (-2.76306)	-0.838385 (-0.62315)	0.00753 -0.82092	0.000523 -0.04381
M1IRREG(-2)	1.061485 -0.63155	-0.669888 (-2.08937)	-0.321841 (-0.20278)	-0.010435 (-0.96489)	0.010092 -0.71728
M1IRREG(-3)	1.22671 -0.68156	-0.425493 (-1.23926)	-1.617383 (-0.95220)	-0.012809 (-1.10609)	-0.041141 (-2.73067)
M1IRREG(-4)	0.274986 -0.16502	-0.315195 (-0.99157)	-1.473652 (-0.93723)	-0.001281 (-0.11947)	-0.00742 (-0.53197)
M1IRREG(-5)	0.252287 -0.16956	-0.355042 (-1.24421)	0.418441 -0.29641	-0.015671 (-1.62827)	-0.006698 (-0.53490)
M1IRREG(-6)	0.827588 -0.64768	-0.234488 (-0.96188)	-0.603783 (-0.50069)	0.005886 -0.69165	-0.016573 (-1.54937)
G_IRREG(-1)	-0.127887 (-0.50159)	0.036304 -0.6081	0.54907 -2.28193	0.002412 -1.47018	-0.000993 (-0.46528)
G_IRREG(-2)	0.167193 -0.54321	0.003269 -0.05601	0.2754 -0.94814	-0.003428 (-1.73100)	0.000748 -0.28036
G_IRREG(-3)	0.103767 -0.32748	-0.060909 (-1.33852)	-0.081415 (-0.27226)	0.00155 -0.76007	-0.00461 (-1.73801)
G_IRREG(-4)	0.001212 -0.00413	0.019314 -0.34531	-0.095252 (-0.34423)	-0.002505 (-1.32772)	-0.001281 (-0.52185)

Continuación VAR 3

IPC_IRREG(-1)	-1.71698 (-0.39518)	-8.234693 (-1.10246)	-11.23813 (-0.40167)	-1.536946 (-0.06809)	-2.717285 (-2.89072)
IPC_IRREG(-2)	-21.60368 (-0.39346)	-9.335075 (-0.89125)	-17.33534 (-0.33455)	-1.455473 (-4.12006)	-1.268801 (-2.76057)
IPC_IRREG(-3)	-11.73762 (-0.18754)	-9.680004 (-0.80908)	-27.52909 (-0.46807)	-1.182663 (-2.83692)	-1.377481 (-2.62920)
IPC_IRREG(-4)	-1.58568 (-0.20876)	-3.862087 (-0.36483)	-48.91581 (-0.69305)	-0.822927 (-2.30436)	-1.03938 (-2.21921)
IPC_IRREG(-5)	-16.34219 (-0.39105)	4.361431 (-0.54709)	-11.34188 (-0.28758)	-0.503546 (-1.87278)	-0.060657 (-0.17339)
IPC_IRREG(-6)	-10.43059 (-0.48173)	5.029843 (-1.21776)	10.75754 (-0.52846)	-0.439325 (-3.15361)	0.340839 (-1.88051)
TCN_IRREG(-1)	4.714888 (-0.2791)	-3.134819 (-0.92728)	-16.59009 (-1.04000)	0.00298 (-0.02742)	-1.166359 (-8.24812)
TCN_IRREG(-2)	-4.028569 (-0.19897)	-2.311642 (-0.59247)	-19.75092 (-1.02325)	-0.016289 (-0.12378)	-0.390092 (-2.27844)
TCN_IRREG(-3)	-5.464212 (-0.31724)	-0.192548 (-0.05860)	7.762392 (-0.47765)	-0.12386 (-1.11589)	0.242472 (-1.68174)
TCN_IRREG(-4)	6.579442 (-0.39699)	1.422026 (-0.44979)	18.47075 (-1.24469)	-0.054312 (-0.50935)	0.81375 (-4.42401)
TCN_IRREG(-5)	-4.524139 (-0.31520)	1.364252 (-0.52131)	-1.781801 (-0.13763)	-0.13508 (-0.15077)	1.408372 (-3.55611)
TCN_IRREG(-6)	2.011346 (-0.25834)	-0.472818 (-0.31835)	-3.432615 (-0.46717)	0.085119 (-1.69921)	-0.256 (-3.92785)
C	8136.327 (-0.34862)	2687.582 (-0.80367)	12230.31 (-0.55529)	709.1619 (-4.72278)	569.7387 (-2.91632)
R-squared	0.787572	0.709439	0.647559	0.979208	0.998632
Adj. R-squared	0.418018	0.164636	-0.013269	0.940224	0.996643
Sum sq. resid	829.8209	30.18737	739.0549	0.034351	0.058147
S.E. equation	7.201653	1.373803	6.788391	0.046335	0.060284
F-statistic	2.101343	1.302194	0.579923	25.11798	458.2037
Log likelihood	-134.1601	-58.29388	-131.4378	103.0396	90.64082
Akaike AIC	7.028088	3.714833	6.812251	-3.064248	-2.537907
Schwarz SC	8.248368	4.834843	8.132561	-1.843938	-1.317597
Mean dependent	0.124472	100.0272	102.0887	99.99788	99.62106
S.D. dependent	9.44012	1.503096	6.751749	0.189516	1.040441
Determinant Residual Covariance		0.000115			
Log Likelihood		-120.2585			
Akaike Information Criteria		11.71313			
Schwarz Criteria		17.81488			

Anexo 6: VAR 4

Date: 01/07/04 Time: 11:32
 Sample(adjusted): 1991:4 2003:2
 Included observations: 46 after adjusting endpoints
 Standard errors & t-statistics in parentheses

	DLPB	DLM1ESP	DLIPC	DLG	DLTCN
DLPB(-1)	-0.649189 (-3.55997)	-0.576711 (-1.30423)	0.052287 (-0.41579)	-0.17944 (-0.21210)	-0.063307 (-0.38039)
DLPB(-2)	-0.753343 (-3.29655)	-0.914237 (-1.84986)	-0.154187 (-0.97840)	-0.205721 (-0.19404)	-0.378456 (-1.81461)
DLPB(-3)	-0.672654 (-2.88642)	-1.291102 (-2.12649)	-0.040001 (-0.23196)	-0.525463 (-0.45234)	-0.142534 (-0.62374)
DLPB(-4)	0.259603 -1.07087	-1.100099 (-1.87146)	-0.04269 (-0.25536)	-0.487964 (-0.43387)	-0.106176 (-0.47991)
DLPB(-5)	-0.10905 (-0.45729)	-0.569414 (-0.96472)	-0.025915 (-0.15759)	-0.640793 (-0.57919)	0.202388 -0.92993
DLPB(-6)	0.038562 -0.22555	-0.145139 (-0.35009)	0.06023 -0.68049	0.013859 -0.01747	0.22202 -1.4229
DLM1ESP(-1)	-0.136253 (-1.12008)	-0.164934 (-0.55916)	-0.046882 (-0.55887)	0.559686 -0.99172	-0.116832 (-1.05238)
DLM1ESP(-2)	0.00000 0.00000	-0.395103 (-1.18008)	-0.070848 (-0.74406)	0.485876 -0.75848	-0.022756 (-0.18058)
DLM1ESP(-3)	-0.161841 (-1.08621)	0.195008 -0.53976	0.030372 -0.2956	-0.214744 (-0.31066)	0.003799 -0.02794
DLM1ESP(-4)	0.00000 0.00000	0.687877 -2.19156	0.244164 -2.73532	0.620298 -1.03291	0.263781 -2.23289
DLM1ESP(-5)	0.213526 -1.252	0.407229 -0.98472	-0.120214 (-1.02215)	0.20535 -0.25853	-0.210867 (-1.35477)
DLM1ESP(-6)	-0.374886 (-3.42114)	-0.203688 (-0.76650)	-0.011265 (-0.14907)	-0.035246 (-0.06933)	0.003442 -0.03442
DLIPC(-1)	-0.689533 (-1.89011)	-1.841984 (-2.08228)	-0.329928 (-1.31146)	-1.201512 (-0.70991)	0.058843 -0.17674
DLIPC(-2)	-0.5339 (-1.33431)	-0.530763 (-0.54704)	0.293166 -1.06246	-1.023117 (-0.55114)	0.221012 -0.60522
DLIPC(-3)	0.834754 -1.99217	0.379236 -0.37325	0.092791 -0.32113	0.295926 -0.15223	-0.264851 (-0.89258)
DLIPC(-4)	-0.972115 (-3.44200)	-0.236282 (-0.34502)	-0.180515 (-0.92865)	-1.690431 (-1.26012)	-0.307721 (-1.19385)
DLIPC(-5)	-0.021742 (-0.06468)	-0.104929 (-0.16855)	0.039648 -0.22394	1.217533 -1.02217	0.391254 -1.66979

Cont. VAR 4

DLG(-1)	0.022283 -0.35786	-0.042441 (-0.28109)	-0.010014 (-0.23321)	-0.468435 (-1.62157)	0.047436 -0.83475
DLG(-2)	-0.125389 (-1.68496)	-0.194689 (-1.07893)	-0.039109 (-0.76209)	-0.590567 (-1.71057)	0.029597 -0.4358
DLG(-3)	-0.090316 (-1.08867)	-0.448618 (-2.22018)	-0.087852 (-1.53564)	-0.254686 (-0.66172)	0.019476 -0.25724
DLG(-4)	-0.218489 (-2.13295)	-0.430082 (-1.73151)	-0.068985 (-0.97658)	-0.076547 (-0.16107)	0.05312 -0.56822
DLG(-5)	-0.068383 (-0.65118)	-0.175588 (-0.68956)	0.079243 -1.09425	-0.218533 (-0.44855)	-0.032448 (-0.33857)
DLG(-6)	0.251719 -3.13183	0.152135 -0.7806	0.091441 -1.64978	-0.255907 (-0.68628)	-0.005804 (-0.07913)
DLTCN(-1)	-0.065156 (-0.24682)	-0.518272 (-0.81124)	0.469177 -2.57734	-0.984023 (-0.80349)	0.782087 -3.2463
DLTCN(-2)	0.3145 -0.56593	0.250901 -0.18619	-0.247799 (-0.64661)	0.51688 -0.20048	0.074885 -0.14765
DLTCN(-3)	-1.2774 (-2.74523)	-1.048421 (-0.92820)	-0.325325 (-1.01385)	0.393916 -0.18247	0.263999 -0.62166
DLTCN(-4)	0.767803 -1.81233	0.256456 -0.24964	0.244695 -0.83756	-0.388981 (-0.19790)	-0.30793 (-0.79642)
DLTCN(-5)	0.880151 -2.1609	1.422107 -1.43989	0.255585 -0.90994	-1.20787 (-0.63920)	0.176523 -0.47487
DLTCN(-6)	0.738803 -1.94138	0.474052 -0.51372	-0.00828 (-0.03155)	0.552185 -0.31276	0.207638 -0.59785
C	0.062294 -1.82836	0.15945 -1.93001	0.018712 -0.79639	0.160977 -1.0184	0.004982 -0.16023
R-squared	0.993422	0.827262	0.775127	0.807049	0.784019
Adj. R-squared	0.990266	0.481785	0.325381	0.421148	0.352057
Sum sq. resid	0.008162	0.04799	0.003881	0.175675	0.006798
S.E. equation	0.023327	0.056563	0.016086	0.108221	0.021289
F-statistic	75.51146	2.39455	1.723478	2.091336	1.815018
Log likelihood	133.378	92.63313	150.4736	62.7873	137.5831
Akaike AIC	-4.451217	-2.679701	-5.194504	-1.382056	-4.634047
Schwarz SC	-3.218871	-1.447356	-3.962159	-0.149711	-3.401702
Mean dependent	0.017427	0.033793	0.019009	0.037915	0.013386
S.D. dependent	0.166052	0.078573	0.019585	0.142241	0.026447
Determinant Residual Covariance		3.29E-18			
Log Likelihood		599.5411			
Akaike Information Criteria		-19.32787			
Schwarz Criteria		-13.16615			

ANEXO 7

Ecuación para la predicción de M1 con la metodología de Barro

Dependent Variable: M1L1

Method: Least Squares

Date: 01/07/04 Time: 17:12

Sample(adjusted): 1991:4 2003:1

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 7 iterations

Backcast: 1991:3

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.018332	0.004453	4.11695	0.0002
GGLHPU	0.191504	0.030286	6.32317	0
GGLHPU(-1)	-0.20445	0.030515	-6.70003	0
INFLQ(-4)	0.608626	0.181661	3.35033	0.0018
IA90D1	-0.00662	0.001929	-3.43188	0.0014
MA(1)	-0.53157	0.142584	-3.72811	0.0006
R-squared	0.784875	Mean dependent var	0.033598	
Adjusted R-squared	0.757984	S.D. dependent var	0.076224	
S.E. of regression	0.038483	Akaike info criterion	-3.55612	
Sum squared resid	0.059236	Schwarz criterion	-3.3176	
Log likelihood	87.7907	F-statistic	29.18765	
Durbin-Watson stat	1.99904	Prob(F-statistic)	0	

Anexo 7B: propiedades de la ecuación del M1

Normalidad de los residuos

No Autocorrelación

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.206766	Probability	0.814119
Obs*R-squared	0.491935	Probability	0.781948

No Heteroscedasticidad

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.015064	Probability	0.441866
Obs*R-squared	8.278799	Probability	0.406721

Cointegración de los Residuos

ADF Test Statistic	-4.557511	1% Critical Value*	-2.6155
		5% Critical Value	-1.8483
		10% Critical Value	-1.6197

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

Anexo 8: Pruebas de causalidad de Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 12/19/03 Time: 12:49

Sample: 1990:1 2003:4

Lags: 2

Null Hypothesis:

	Obs	F-Statistic	Probability
M1L1NU does not Granger Cause M1L1NE	44	1.5516	0.2247
M1L1NE does not Granger Cause M1L1NU		0.3376	0.7156
PIBRL1 does not Granger Cause M1L1NE	44	25.7716	0.0000
M1L1NE does not Granger Cause PIBRL1		4.3687	0.0184
PIBRL1 does not Granger Cause M1L1NU	44	0.1032	0.9022
M1L1NU does not Granger Cause PIBRL1		0.1407	0.8692

ANEXO 9

Dependent Variable: PIBRL1					Dependent Variable: PIBRL1				
Method: Least Squares					Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1992:4 2003:1					Sample(adjusted): 1992:4 2003:1				
Included observations: 42 after adjusting endpoints					Included observations: 42 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.0167	0.0268	0.6227	0.5374	C	-0.0338	0.0166	-2.0334	0.0492
M1L1NU	0.1511	0.7359	0.2054	0.8384	M1L1NE	0.9380	0.2278	4.1295	0.0002
M1L1NU(-1)	-0.5452	0.7349	-0.7419	0.4629	M1L1NE(-2)	0.3788	0.1893	2.0008	0.0528
M1L1NU(-2)	0.2047	0.7704	0.2657	0.792	M1L1NE(-3)	-0.9295	0.1986	-4.6815	0
M1L1NU(-3)	-0.1681	0.7868	-0.2136	0.8321	M1L1NE(-4)	1.1092	0.2043	5.4297	0
M1L1NU(-4)	0.2326	0.7891	0.2948	0.7698					
R-squared	0.020474	Mean dependent var		0.016736	R-squared	0.828959	Mean dependent var		0.016736
Adjusted R-squared	-0.11557	S.D. dependent var		0.16395	Adjusted R-squared	0.810468	S.D. dependent var		0.16395
S.E. of regression	0.173165	Akaike info criterion		-0.53758	S.E. of regression	0.071376	Akaike info criterion		-2.33036
Sum squared resid	1.079505	Schwarz criterion		-0.28934	Sum squared resid	0.188499	Schwarz criterion		-2.1235
Log likelihood	17.28909	F-statistic		0.150497	Log likelihood	53.8376	F-statistic		44.83071
Durbin-Watson stat	3.094331	Prob(F-statistic)		0.978587	Durbin-Watson stat	2.430293	Prob(F-statistic)		0
					Durbin-Watson stat	2.414231	Prob(F-statistic)		0

ANEXO 10
Medio circulante (RD\$ millones)

	Mar.	Jun.	Sep.	Dic..
1996	19,599.7	20,267.8	20,696.2	23,481.0
1997	22,659.8	24,206.9	24,852.7	27,861.8
1998	25,893.5	25,478.9	25,737.3	29,230.5
1999	27,716.3	27,462.9	30,004.0	35,478.7
2000	30,121.5	29,140.8	29,668.5	31,907.5
2001	30,730.0	31,727.6	33,904.9	39,796.9
2002	38,936.8	36,494.0	34,634.3	42,515.2
2003	40,992.6	56,043.7		

ANEXO 11
Estimación de M1 no esperado para junio 2003

Tasas de crecimiento entre periodos					promedio 98-02	M1 estimado	M1 observado	M1 inesperado
1999	2000	2001	2002	2003				
-5.2%	-15.1%	-3.7%	-2.2%	-3.6%	-6.6%	40,992.6		
-0.9%	-3.3%	3.2%	-6.3%	36.7%	-1.8%	40,271.3	56,043.7	15,772.40
9.3%	1.8%	6.9%	-5.1%		2.8%	41,386.3		
18.2%	7.5%	17.4%	22.8%		15.9%	47,966.6		
Tasas de crecimiento interanuales						M1 estimado	M1 observado	M1 inesperado
1999	2000	2001	2002	2003				
7.0%	17.3%	2.5%	27.9%	16.5%	13.8%	40,992.6		
7.8%	21.9%	13.9%	18.9%	54.4%	13.6%	46,347.6	56,043.7	9,496.04
16.6%	5.4%	14.6%	14.9%		11.0%	51,671.4		
21.4%	-10.7%	37.7%	10.5%		12.8%	58,259.9		

ANEXO 12

Crecimiento de los componentes del M1 y M2

	Billetes y Monedas **	Depósitos a la vista	Medio		Oferta Monetaria Ampliada (M2) 1/
			Circulante(M1) 1/	Cuasi dinero	
Mar. 03	16,804.9	24,187.7	40,992.6	114,763.3	155,755.9
Jun. 03	20,992.5	35,051.2	56,043.7	157,737.6	213,781.3
difi	4,187.5	10,863.5	15,051.0	42,974.3	58,025.3

ANEXO 13

Prueba de integración de Johansen

Se probó la estacionaridad de las variables, a través de la prueba de Dickey- Fuller, comprobándose que todas son I(1) y debido a que las variables son integradas del mismo orden sólo se necesita diferenciarlas una vez para volverlas variables I(0).

Tabla 2
Prueba de cointegración de Johansen

Test assumption: Linear deterministic trend in the data Sample: 1980:1 2003:2 included observations: 48				
Series: LPIB LM1MA LG LIPC LTCN Lags interval: 1 to 2				
Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.767477	129.2485	68.52	76.07	None **
0.546628	59.22776	47.21	54.46	At most 1 **
0.221542	21.25775	29.68	35.65	At most 2
0.105144	9.236631	15.41	20.04	At most 3
0.078117	3.904194	3.76	6.65	At most 4 *

(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
 L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Como se ve en la prueba, al menos dos de las ecuaciones cointegran al nivel de significancia de 5%, lo que nos indica que la relación de largo plazo de estas variables es estable.

ANEXO 14
Ecuación 2 para F1

Dependent Variable: M1				
Method: Least Squares				
Date: 07/15/04 Time: 16:15				
Sample(adjusted): 1982 1996				
Included observations: 15 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	286.0078	294.0691	0.972587	0.3500
LTOTD1	0.805413	0.364934	2.207008	0.0475
PIBN	0.097469	0.010338	9.427816	0.0000
R-squared	0.991491	Mean dependent var		8518.793
Adjusted R-squared	0.990073	S.D. dependent var		7412.316
S.E. of regression	738.5134	Akaike info criterion		16.22401
Sum squared resid	6544824.	Schwarz criterion		16.36562
Log likelihood	-118.6801	F-statistic		699.1623
Durbin-Watson stat	2.419993	Prob(F-statistic)		0.000000

ANEXO 14, cont.

Serie trimestral de M1 y F1

	M1	F1		M1	F1
1990 T1	5,806.6	5,806.6			
1990 T2	6,611.5	6,611.5	2001 T4	39,796.9	56,917.8
1990 T3	6,635.8	6,635.8	2002 T1	38,936.8	50,060.5
1990 T4	8,304.8	8,304.8	2002 T2	36,492.0	46,917.3
1991 T1	7,369.0	7,369.0	2002 T3	34,633.9	44,528.3
1991 T2	8,031.7	8,031.7	2002 T4	42,023.4	54,028.9
1991 T3	8,739.8	8,739.8	2003 T1	40,875.2	40,240.1
1991 T4	10,967.3	10,967.3	2003 T2	56,043.7	55,172.9
1992 T1	11,556.2	11,556.2	2003 T3	55,889.5	55,021.0
1992 T2	12,246.6	12,246.6	2003 T4	74,532.5	73,374.4
1992 T3	11,971.8	11,971.8	2004 T1	73,010.4	73,010.4
1992 T4	13,821.2	13,821.2			
1993 T1	13,238.1	13,238.1			
1993 T2	14,104.7	14,104.7			
1993 T3	15,225.3	15,225.3			
1993 T4	16,117.8	16,117.8			
1994 T1	15,158.4	15,158.4			
1994 T2	15,225.3	15,225.3			
1994 T3	14,981.4	14,981.4			
1994 T4	15,488.4	15,488.4			
1995 T1	15,968.2	15,968.2			
1995 T2	16,542.9	16,542.9			
1995 T3	17,945.2	17,945.2			
1995 T4	19,224.4	19,224.4			
1996 T1	19,599.7	19,599.7			
1996 T2	20,267.8	20,267.8			
1996 T3	20,696.2	20,696.2			
1996 T4	23,481.0	23,481.0			
1997 T1	22,659.8	24,320.8			
1997 T2	24,206.9	25,981.3			
1997 T3	24,852.7	26,674.5			
1997 T4	27,861.8	29,904.1			
1998 T1	25,889.5	28,347.3			
1998 T2	25,483.0	27,902.2			
1998 T3	25,737.3	28,180.7			
1998 T4	29,230.4	32,005.4			
1999 T1	27,716.2	30,543.4			
1999 T2	27,462.9	30,264.2			
1999 T3	30,004.0	33,064.6			
1999 T4	35,478.7	39,097.7			
2000 T1	30,121.5	41,146.7			
2000 T2	29,140.8	39,807.0			
2000 T3	29,668.5	40,527.9			
2000 T4	31,907.5	43,586.4			
2001 T1	30,730.0	43,950.3			

ANEXO 14 Cont.

Prueba de causalidad de Granger usada en la sección 7.3

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 07/07/04 Time: 23:32			
Sample: 1991:1 2003:4			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
F1 does not Granger Cause INFLACION	50	5.81	0.01
INFLACION does not Granger Cause F1		4.05	0.02
M1 does not Granger Cause INFLACION	50	2.39	0.13
INFLACION does not Granger Cause M1		2.29	0.14

Correlogramas entre variables para indicar exogeneidad del indicador del dinero calculado (F1) y del M1

Date: 07/07/04 Time: 23:53
 Sample: 1991:1 2003:4
 Included observations: 52
Correlations are asymptotically

F1,INFLAC(-i)

.		.
.*		.
.*		.
**		.
**		.
***		.
***		.
**		.
**		.
**		.

Date: 07/07/04 Time: 23:55
 Sample: 1991:1 2003:4
 Included observations: 52
Correlations are asymptotically c

F1,DLP1B(-i)

.		.*
.		.*
.		.*
.		.
.		.*
.		.*
.		.*
.		**
.		**
.		**
.		.*

ANEXO 15 Prueba de causalidad

Una de las formas que se utilizan para determinar la direccionalidad de la relación entre variables es la prueba de causalidad de Granger¹. Esta prueba, diseñada por Granger (1969), no es causalidad en el sentido que se entiende normalmente, sino en el sentido de precedencia: Si A ocurre después de un evento B, se sabe que A no puede provocar B, pero si A ocurre antes de B esto no necesariamente implica que A provoque B (Maddala, 1996).

La prueba consiste en ajustar una regresión como la siguiente: si $b_i = 0$ ($i = 1, \dots, k$) entonces x_t fracasa en causar y_t . Esto se lleva a cabo como una prueba de hipótesis conjunta utilizando la distribución F donde la longitud k del rezago es, en alguna medida, arbitraria. La hipótesis nula es H_0 : y_t no es Granger causada por x_t .

$$y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{t-i} + \mu_t$$

Los modelos de vectores autorregresivos

Sims (1980) introdujo el método de vectores autorregresivos (VAR) como una generalización de los modelos AR a las series de tiempo múltiples y como un recurso que es mucho más simple y que compete con los modelos de ecuaciones simultáneas. Estos modelos, a diferencia de los ARIMA univariantes, requieren de teoría económica que justifique la introducción de variables en el modelo, pero sin requerir una clasificación en endógenas y exógenas².

¹ Existen pruebas formales de exogeneidad como la de Hausman (Davidson y Mackinnon, 1993) que no se incorporan en este documento.

² Las variables endógenas se definen como aquéllas determinadas por el modelo económico, y las exógenas son aquéllas determinadas desde el exterior" (Maddala, 1996, pág. 407).

El VAR irrestricto consiste en un conjunto de ecuaciones de regresión, en cada una de las cuales la variable dependiente rezagada forma parte del conjunto de variables explicativas, así como los rezagos de todas las variables explicativas X_i , es decir, todas las variables son endógenas. De esta forma, cada variable no solo se relaciona con su propio pasado, sino también con el pasado de las demás variables del sistema.

Se formula en forma matricial del siguiente modo,

$$Y_t = \hat{\mu} + \hat{\Phi}_1 Y_{t-1} + \dots + \hat{\Phi}_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde

- m es el número de variables en el modelo,
- p es el número de rezagos.
- $Y_t, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p}$, son vectores $m \times 1$,

ANEXO 15 Cont.

- Φ_1, \dots, Φ_p son matrices de $m \times m$ de coeficientes a estimar,
- $\hat{\mu}$ es un vector de $m \times 1$ medias,
- ε_t es un vector $m \times 1$ con media cero y matriz de covariancias igual a $\hat{\Sigma}$

El caso más sencillo le corresponde a un modelo VAR(1) con dos variables y sin media, que se representa de la siguiente manera ($m=2, p=1$):

$$y_{1,t} = \phi_{11} y_{1,t-1} + \phi_{12} y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$y_{2,t} = \phi_{21} y_{1,t-1} + \phi_{22} y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t}$$

con

$$\text{cov}(\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}) = \sigma_{12}$$

$$\varepsilon_{1,t} \approx \text{ruidoblanco}(0, \sigma_1^2)$$

$$\varepsilon_{2,t} \approx \text{ruidoblanco}(0, \sigma_2^2)$$

Su principal problema es el excesivo número de parámetros ($m + pm^2$) que se deben estimar (Davidson y Mackinnon, 1993). Una forma de reducir el número de parámetros en el modelo es utilizando series estacionarias. La estimación se lleva a cabo ecuación por ecuación y los coeficientes no tienen interpretación económica. Cuando hay variables fuertemente exógenas se puede reducir la dimensión m de un modelo VAR (o VARMA) a la dimensión $m-k$ de un modelo VARX (o VARMAX). Si del vector de m variables de un modelo VAR sólo se está interesado en predecir el subvector X^* de dimensión $m-k$, entonces se procede a formular un modelo VAR para las $m-k$ variables X^* ampliado con las k variables exógenas (Espasa y Cancelo, 1993).

SEGUNDA PARTE

Un análisis del ciclo económico de la República Dominicana bajo cambios de régimen

Alexis Vidal Cruz Rodríguez

RESUMEN

Este trabajo presenta un modelo univariado de cambios de régimen para analizar el comportamiento del ciclo económico en la República Dominicana, detectando cambios en la media de crecimiento e identificando diferencias entre contracciones y expansiones con respecto a sus persistencias y duración. Se utilizó el clásico algoritmo descrito por Hamilton (1990, 1991) consistente en dos partes. En la primera parte, los parámetros de población incluyendo la probabilidad de densidad conjunta de los estados no observados son estimadas. En la segunda parte, usando un filtro no lineal y probabilidades suavizadas, se hacen inferencias probabilísticas sobre los estados no observados. Nuestros resultados sugieren que las características de las funciones de distribución estimadas para cada régimen difieren, tanto en su media como en su desviación estándar. Es así como para el evento recesivo o de contracción el crecimiento medio trimestral está en torno a -0.33% con una desviación estándar de 0.45% , mientras que para el evento expansivo los estadísticos estimados fueron 0.23% y 0.27% , respectivamente.

Palabras claves: Ciclo económico, modelos de cambios de régimen.

1. INTRODUCCIÓN

El análisis de los ciclos económicos siempre ha estado en la agenda de investigación, donde uno de los primeros estudios fue el realizado por Burns y Mitchell (1946). Este estudio abrió las puertas a dos sendas de investigación sobre los ciclos económicos. En la primera, se enfatiza el estudio de los co-movimientos que se originan entre distintas variables durante el ciclo, motivando la formación de modelos de factores dinámicos y la composición de índices¹. En la segunda senda, la investigación se centra en el estudio de los diferentes comportamientos de la economía durante las diferentes fases del ciclo económico. En ese orden, el comportamiento cíclico es modelado mediante estructuras no lineales debido a que en los ciclos económicos no se da una estructura simétrica. Esto último, inspiró el uso de modelos de cambios de régimen (*switching*). En ese orden, uno de los trabajos pioneros fue el

¹ Algunos estudios sobre co-movimientos con modelos de factores dinámicos como los realizados por Sargent y Sims (1977) y Stock y Watson (1993), afirmaron que los co-movimientos pueden explicarse por la dependencia que existe entre las distintas variables y un factor común.

realizado por Hamilton (1989). En dicho trabajo se señala que los movimientos asimétricos ocurren sistemáticamente para ser contado como parte de una estructura probabilística de serie de tiempo.

En el modelo presentado por Hamilton (1989), los cambios se producen exógenamente a través de una variable de estado que no se observa, pero sobre la cual se postula que sigue un esquema markoviano con dos regímenes y probabilidades fijas de transición de uno a otro. La idea subyacente es que las expansiones y contracciones del ciclo económico pueden ser vistas como diferentes regímenes². En ese orden, el modelo de Hamilton (1989) ha recibido distintas extensiones como las realizadas por Filardo (1994) y por Diebold *et. al.* (1994). Estos modelos asumen que la probabilidad de cambios de régimen (*switching*) pueden depender de los fundamentos de la economía. En la misma línea, Filardo y Gordon (1998) introducen en el modelo indicadores líderes para predecir las probabilidades de transición y con ellas calcular la duración esperada. Krolzig (1997), por su parte, generalizó el análisis univariado de Hamilton (1989) hacia el análisis multivariado, utilizando modelos cambiantes con vectores autorregresivos (MS-VAR).

Otros estudios, como los realizados por Diebold y Rudebusch (1996), Chauvet (1998) y Kim y Nelson (1998) entre otros, han sintetizados los co-movimientos y la no linealidad incorporando factores estructurales y cambios de régimen.

El objetivo de este trabajo se enmarca dentro de la segunda senda de investigación sobre ciclos económicos. Específicamente, presenta un análisis univariado no lineal

² Potter (1999) presenta un análisis de los tres principales tipos de modelos no lineales: autorregresiones con régimen cambiante Markoviano (MS-AR), autorregresiones por umbrales (TAR) y autorregresiones con transiciones suavizadas (STA). De igual forma, Krolzig (2002) realiza un análisis formalizado de los modelos anteriores e incluye modelos bajo cambios de régimen con vectores autorregresivos (MS-VAR).

sobre el producto interno bruto real de la República Dominicana en el período comprendido entre el primer trimestre de 1988 y el último trimestre de 2003. Nosotros estamos interesados en la diferencia entre expansión y contracción con respecto a sus magnitudes, persistencias, duración y volatilidad.

El ciclo económico de la República Dominicana resulta interesante de estudiar porque, luego de un retroceso registrado en el año 1990, el producto interno bruto mostró una tasa de crecimiento promedio anual de 7% en el período 1991-1999 (con un crecimiento promedio anual de 8% en el período 1995-1999), superior al resto de la región (3%). Sin embargo, esta fase expansiva encuentra su fin en el año 2000 cuando el país se enfrentó a una crisis externa que se manifestó en el alza de los precios del petróleo, generándose un déficit fiscal y un desequilibrio de las cuentas externas debido al aumento en el valor de las importaciones de combustible. En consecuencia, se impuso a fines del año 2000 una política económica contractiva. No obstante, el PIB alcanzó una expansión anual de 7.8% en ese año.

El impacto de las políticas de corrección macroeconómica y el cambiante entorno externo se tradujeron en una importante desaceleración de la actividad económica interna en el año 2001. La tasa anual de crecimiento de la economía se situó en 4% en el 2001 y en 4.3% en el 2002. En el año 2003 la actividad económica mostró una contracción anual de 0.4% como resultado del impacto negativo generado por el aumento de los precios de los combustibles, la devaluación de la moneda y la crisis bancaria.

La organización de este trabajo es la siguiente: la sección 2 nos introduce al análisis de las probabilidades mixtas de distribución y al algoritmo de maximización de expectativas. La sección 3 presenta un análisis de los datos utilizados. El modelo estimado y los resultados de la estimación son presentados en la sección 4 y 5, respectivamente. Finalmente,

nuestras principales conclusiones son presentadas en la sección 6.

2. Probabilidades de distribuciones mixtas y el algoritmo de maximización de expectativas (EM)

Esta sección desarrolla el concepto de procesos de cambios de régimen presentado por Hamilton (1989). La consideración de los cambios de régimen en la especificación de modelos de series de tiempo se lleva a cabo en esta metodología mediante el manejo de cadenas de Markov de primer orden y funciones de distribuciones mixtas.

El proceso de distribuciones mixtas comienza definiendo a s_t como una variable aleatoria no observable que determina el régimen en que se encuentra una variable observada en el período t . En consecuencia, podemos considerar N regímenes posibles, ($s_t = 1, 2, \dots, N$), para la variable y_t , los cuales están representados por su propia función de distribución $y_t \sim N(\mu_{s_t}, \sigma_{s_t}^2)$. Con ello, podemos definir la función de máximo verosimilitud o función de densidad condicional de y_t como:

$$f(y_t | s_t = j, \psi_{t-1}; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_j^2}} \exp \left\{ \frac{-(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2} \right\}, + \forall j = 1, 2, \dots, N \quad [1]$$

donde ψ_{t-1} contiene los valores pasados de y_t , θ es un vector de parámetros poblacionales, $\theta = [\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_N^2]$, y s_t es una variable aleatoria que se genera por alguna función de distribución donde la probabilidad no condicionada de s_t toma un valor j que se denota por π_j , es decir:

$$P\{s_t = j | \psi_{t-1}; \theta\} = \pi_j \quad \forall j = 1, 2, \dots, N \quad [2]$$

donde ahora el set θ se expande al incluir el vector de probabilidades $\vec{\pi}$, que cumple con las condiciones de que suma uno y sus elementos son no negativos,

$$\theta \equiv (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_N^2, \pi_1, \pi_2, \dots, \pi_N)'$$

Utilizando el teorema de Bayes nosotros podemos definir la función de distribución de densidad conjunta para y_t y s_t como:

$$p(y_t, s_t = j | \psi_{t-1}; \theta) = f(y_t | s_t = j, \psi_{t-1}; \theta) P\{s_t = j | \psi_{t-1}; \theta\} \quad [3]$$

A partir de las ecuaciones [1] y [2] podemos replantear la ecuación [3] como:

$$p(y_t, s_t = j | \psi_{t-1}; \theta) = \frac{\pi_j}{\sqrt{2\pi\sigma_j^2}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\} \quad [3.1]$$

Con lo cual la función de distribución no condicional para y_t se encuentra sumando la ecuación [3.1] sobre todos los valores posibles de j , esto es:

$$f(y_t | \psi_{t-1}; \theta) = \sum_{j=1}^N p\{y_t, s_t = j | \psi_{t-1}; \theta\}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{\pi_1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp\left\{\frac{-(y_t - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\} \\
&+ \frac{\pi_2}{\sqrt{2\pi\sigma_2^2}} \exp\left\{\frac{-(y_t - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right\} + \\
&+ \frac{\pi_N}{\sqrt{2\pi\sigma_N^2}} \exp\left\{\frac{-(y_t - \mu_N)^2}{2\sigma_N^2}\right\}
\end{aligned} \quad [4]$$

Si asumimos que las observaciones $t = 1, 2, \dots, T$ están *iid* $\forall t$, entonces la función que nos interesa optimizar puede representarse por el logaritmo natural de la función de máximo verosimilitud, es decir:

$$\underset{\{\theta\}}{\text{Max}} \mathcal{L}(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln f(y_t | \psi_{t-1}; \theta) \quad [5]$$

$$= \sum_{t=1}^T \ln \left[\sum_{j=1}^N f(y_t | s_t = j, \psi_{t-1}; \theta) P[s_t = j | \psi_{t-1}; \theta] \right]$$

$$\text{s.a.} \sum_{j=1}^N \pi_j = 1, \quad \pi_j \geq 0, \quad \forall j = 1, 2, \dots, N$$

Lo interesante de usar esta metodología es que a partir de la estimación del parámetro θ , podemos inferir cuál es la probabilidad de que en cada momento del tiempo el proceso y_t provenga de cada uno de los N regímenes. Para ello, la probabilidad requerida se debe obtener a través de la siguiente ecuación:

$$P(s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}) = \frac{P[y_t, s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}]}{f(y_t | \psi_{t-1}; \hat{\theta})} = \frac{\hat{\pi} f(y_t | s_t = j, \psi_{t-1}; \theta)}{f(y_t | \psi_{t-1}; \theta)} \quad [6]$$

El procedimiento convencional para estimar los parámetros del modelo es maximizar la función de verosimilitud y luego usar esos parámetros para obtener las inferencias filtradas y suavizadas para los estados no observados. Sin embargo, este método tiene sus desventajas cuando el número de parámetros aumenta como es nuestro caso al incluir el vector de probabilidades π . En consecuencia, se utiliza el algoritmo de maximización de expectativas (EM)³, originalmente descrito por Dempster et. al. (1977) y propuesto por Hamilton (1990) y modificado en Hamilton (1991)⁴. Esta técnica comienza estimando los datos escondidos e iterativamente produce una nueva distribución conjunta que incrementa la probabilidad de los datos observados. Estos dos pasos son conocidos como la maximización de expectativas.⁵ Este proceso iterativo en dos etapas se detendrá con el cumplimiento o satisfacción de cierta norma o criterio de distancia (por ejemplo distancia Euclidiana) entre los vectores de parámetros $\hat{\theta}$ estimados a lo largo de las k iteraciones. La primera etapa forma la expectativa (E), asumiendo un vector de parámetros $\hat{\theta}^{(m)}$ para la iteración k , mientras que la segunda etapa maximiza (M) la función de máximo verosimilitud con respecto a los parámetros del modelo, generándose $\hat{\theta}^{(m+1)}$.

El esquema de iteraciones del algoritmo EM considera el siguiente sistema de ecuaciones:

³ Existen otros métodos de solución como el método Newton-Rampson que consiste en optimizar la función de máximo verosimilitud por medio de algoritmos de búsqueda numéricos a través de gradientes.

⁴ Hamilton (1991) propone una solución pseudo-Bayesiana al corregir numerador y denominador de cada una de las ecuaciones del sistema considerado a iterar. Con ello, se evitan los casos donde la función de máxima verosimilitud puede tender al infinito en la medida que la media de la distribución de algunos de los regímenes sea igual al valor de cualquier observación, con la varianza de dicho régimen igual a cero.

⁵ Para detalles sobre la descripción del algoritmo EM se recomienda consultar el trabajo de Dempster et. al. (1977) y el trabajo de Krolzig (1997) para su aplicación a los modelos MS-VAR.

$$\hat{\mu}_j = \frac{\sum_{t=1}^T y_t P[s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}]}{\sum_{t=1}^T P[s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}]}, \forall j = 1, 2, \dots, N \quad [7]$$

$$\hat{\sigma}_j^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\mu}_j)^2 P[s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}]}{\sum_{t=1}^T P[s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}]}, \forall j = 1, 2, \dots, N \quad [8]$$

$$\hat{\pi}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T P[s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}] \quad [9]$$

Si establecemos un valor inicial arbitrariamente para el parámetro θ que estará denotado como $\theta^{(0)}$, podemos calcular $P(s_t = j | \psi_{t-1}; \theta^{(0)})$ de la ecuación [6]. Luego podemos calcular las magnitudes a la derecha de las ecuaciones [7], [8] y [9] con $\theta^{(0)}$ en lugar de $\hat{\theta}$. El lado izquierdo de las ecuaciones [7], [8] y [9] producirá un nuevo estimado $\theta^{(1)}$. Este nuevo estimado puede ser usado para volver a evaluar $P(s_t = j | \psi_{t-1}; \theta^{(1)})$ y recalculamos las expresiones del lado derecho de las ecuaciones [7], [8] y [9]. El lado izquierdo de las ecuaciones [7], [8] y [9] puede producir un nuevo estimado $\theta^{(2)}$. Se continúa iterando hasta que el cambio entre $\theta^{(m)}$ y $\theta^{(m+1)}$ sea más pequeño que algún criterio de convergencia especificado. Claramente, si la iteración alcanza el punto en que $\theta^{(m)} = \theta^{(m+1)}$ entonces el algoritmo encontró la máxima verosimilitud para el θ estimado.

En la siguiente sección se realiza un análisis de los datos utilizados en la estimación.

3. Los Datos

Los datos usados en este trabajo son datos trimestrales del Producto Interno Bruto real desde el primer trimestre 1988 hasta el cuarto trimestre de 2003. Los datos fueron tomados del Banco Central de la República Dominicana y la serie fue ajustada por estacionalidad usando el método X-12-ARIMA⁶.

Los datos fueron testeados para determinar la presencia de raíz unitaria, para ello se utilizaron el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF test) y el de Phillips-Perron⁷. La hipótesis nula de raíz unitaria no puede ser rechazada como muestran los Cuadros 1 y 2. La serie esta integrada de orden uno. Por tanto, se tomaron las primeras diferencias de los logaritmos naturales (multiplicados por 100) para alcanzar estacionariedad.

Cuadro 1
Test de Dickey-Fuller Aumentado

Test Estadístico ADF	0.758807	1% Valores Críticos*	-3.5398
		5% Valores Críticos	-2.9092
		10% Valores Críticos	-2.5919

*Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.

Cuadro 2
Test de Phillips-Perron

Test Estadístico PP	0.744220	1% Valores Críticos *	-3.5362
		5% Valores Críticos	-2.9077
		10% Valores Críticos	-2.5911

*Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.

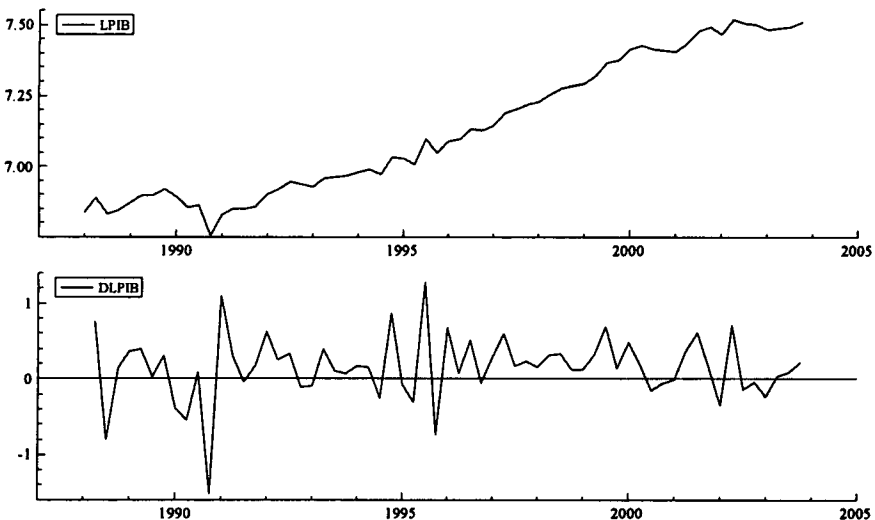
⁶ Findley et. al (1998).

⁷ Ver los trabajos de Dickey y Fuller (1981); y Phillips y Perron (1988).

En la Figura No.1 se representan las series del logaritmo natural del producto interno bruto trimestral (LPIB) y las tasas de crecimiento de los LPIB. En el gráfico superior vemos que la serie LPIB está dominada por su tendencia. En cambio, cuando analizamos la serie diferenciada (DLPIB) del gráfico inferior, podemos ver que la media no ha permanecido constante en todo el período bajo estudio. Por el contrario, la media presenta al menos un cambio brusco a fines del año 1990, aunque parece que su efecto ha sido temporal pudiendo darse por finalizado a principios del año 1991. El crecimiento medio trimestral fue de -0.11% para el período 1988-1990 (destacándose la caída trimestral promedio de -0.59% en el año 1990) y de apenas 0.2% para el resto de la muestra.

Figura 1

PIB real: Serie en logaritmos naturales (LPIB) y sus primeras diferencias (DLPIB).



La siguiente sección presenta el modelo univariado que será aplicado a la serie del PIB real.

4. El Modelo

Siguiendo el modelo presentado por Hamilton (1989), nosotros proponemos estimar un modelo de cambios de régimen univariado y autorregresivo (MS-AR) de orden tres para la economía dominicana⁸, cuya denominación será MSMH(M)-AR(p), (con $M = \{1,2\}$), para indicar que estamos trabajando con un modelo heterocedástico, $(\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2)$, con un componente autorregresivo de orden $p = 3$ (Krolzig, 1997). Este modelo nos permite tener cambios en media y varianza⁹. La ecuación a estimar se representa de la siguiente forma:

$$\Delta y_t - \mu_{s_t} = \phi_1(\Delta y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \dots + \phi_3(\Delta y_{t-3} - \mu_{s_{t-3}}) + \varepsilon_t \quad [10]$$

donde las innovaciones al término de error se distribuyen normalmente, con media cero y con varianza dependiente del régimen en que se encuentra la serie, $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma_{s_t}^2)$, y la media condicional, μ_{s_t} , es igual al valor esperado de la serie bajo el régimen uno o dos dependiendo del valor que tome la variable de estado s_t , es decir:

$$\mu_{s_t} = \begin{cases} \mu_1 < 0 & \text{si } s_t = 1 \text{ (contracción)} \\ \mu_2 > 0 & \text{si } s_t = 2 \text{ (expansión)} \end{cases}$$

⁸ La razón para escoger la especificación de este modelo esta explicada en la sección 5.

⁹ Aquí estamos relajando el supuesto de homocedasticidad de Hamilton (1989).

donde s_t es una variable aleatoria e inobservable que define el régimen en que se encuentra el sistema. En otras palabras, el parámetro μ_s (en este caso la tasa de crecimiento del producto real trimestral) depende de una variable estocástica no observable s_t , la cual puede tomar los valores de 1 o 2. En consecuencia, los períodos de contracción¹⁰ y expansión son modelados como cambios de régimen de un proceso estocástico.

La evolución de la variable de estado (inobservable) s_t que define el régimen en que se encuentra la serie obedece a una cadena de Markov de primer orden. El proceso generado es una ergódica¹¹ cadena de Markov definida por las probabilidades de transición:

$$\Pr\{s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = \Pr\{s_t = j | s_{t-1} = i\} = p_{ij} \quad [11]$$

donde p_{ij} nos da la probabilidad de que el régimen i será seguido por el régimen j . El valor de la variable aleatoria, s_t , depende solamente del valor de dicha variable aleatoria en el período anterior, s_{t-1} .

La probabilidad de transición debe satisfacer que: $p_{11} + p_{12} = p_{21} + p_{22} = 1$ y $p_{21} = 1 - p_{22}$, esto implica que $p_{12} = 1 - p_{11}$ y $p_{21} = 1 - p_{22}$. Por tanto, para un modelo de dos regímenes como el presentado en la ecuación [10], la matriz de transición será:

¹⁰ En este trabajo preferimos referirnos a las caídas del PIB real como contracciones más que recesiones para poder incluir períodos cortos de caídas.

¹¹ Se dice que una cadena de Markov es ergódica si es irreducible y su matriz de transición P tiene un valor propio igual a la unidad y los restantes se encuentran dentro del círculo unitario. La condición de valor propio siempre se tiene y la condición de reducible se obtiene si el proceso es absorbido, es decir, si al entrar en un estado particular, régimen 1, no se puede retornar al estado o régimen 2. Lo contrario es una cadena de Markov irreducible. Hamilton (1994).

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & 1-p_{22} \\ 1-p_{11} & p_{22} \end{bmatrix} \quad [12]$$

Si consideramos que $s_t = 1$ y $s_t = 2$ designan estados de contracción y expansión, respectivamente, entonces p_{11} y p_{22} cuantifican la probabilidad de observar un máximo y un mínimo cíclico. De esta forma, miden la probabilidad de continuidad de las fases de contracción y expansión, respectivamente. Asimismo, $1-p_{11}$ y $1-p_{22}$ miden la probabilidad de que una recesión o contracción sea antecedida por una expansión y viceversa, respectivamente. Es decir:

$$p_{12} = \text{Pr (contracción en } t \text{ / expansión en } t-1)$$

$$p_{21} = \text{Pr (expansión en } t \text{ / contracción en } t-1)$$

El tiempo de duración esperado para los regímenes de contracción y expansión pueden ser determinados por $(1-p_{11})^{-1}$ y $(1-p_{22})^{-1}$, respectivamente.

En la siguiente sección se presentan los resultados de la estimación del modelo presentado en la ecuación [10].

5. Resultados

Dos criterios fueron usados para escoger el mejor modelo: la significancia estadística de los parámetros estimados y la habilidad del modelo para observar períodos de recesiones o contracciones y expansiones. Es destacable que una de las principales ventajas de usar modelos markovianos de cambios de régimen es su flexibilidad para escoger entre distintas especificaciones (ver Krolzig 1997).

El número de rezagos relevantes y el número de regímenes fueron seleccionados de acuerdo a los criterios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan y Quinn (HQ)¹². El Cuadro 3 describe los valores a los cuales converge el algoritmo EM en 68 iteraciones.

Las primeras dos líneas del Cuadro 3 muestran la tasa de crecimiento promedio para cada régimen. El régimen 1 definido como de contracción o recesión muestra una tasa de crecimiento trimestral promedio de -0.33% (un crecimiento anualizado de -1.3%), mientras que el régimen correspondiente a expansión presenta un crecimiento trimestral promedio de 0.23%, con un crecimiento anualizado de apenas 0.9%. Asimismo, se destaca el crecimiento negativo de los parámetros ϕ , lo cual implica una relación negativa con la tasa de crecimiento del producto.

Cuadro 3

Máxima verosimilitud estimada para MSMH-AR, 1988.01-2003.04

Parámetros	MSMH(2)-AR(3)
	<i>Dom. Rep.</i>
μ_1	-0.3340
μ_2	0.2274
ϕ_1	-0.7150
ϕ_2	-0.3671
ϕ_3	-0.0657
σ_1^2	0.44771
σ_2^2	0.26834
P_{11}	0.5205
P_{22}	0.9286
<i>Duración de una contracción</i>	2.09
<i>Duración de una expansión</i>	14.01
<i>Log-likelihood</i>	-21.8039

¹² Esta es una estrategia de especificación alternativa propuesta por Krolzig (2002), porque el test formal para modelos markovianos de cambios de régimen propuesto por Hansen (1992) es computacionalmente intensivo.

En otro orden, podemos señalar que ambos regímenes (contracción y expansión) son altamente persistente como puede observarse en la matriz de probabilidades de transición [12.1].

$$P = \begin{bmatrix} 0.5205 & 0.4795 \\ 0.0714 & 0.9286 \end{bmatrix} \quad [12.1]$$

Las probabilidades de transición son de 0.52% para el régimen de contracción y de 0.93% para el expansivo. Lo que significa que si nos encontramos en un trimestre recesivo o de contracción, la probabilidad de que el trimestre siguiente sea de contracción es de 0.52%. De igual forma, la probabilidad de continuar en una expansión (si nos encontramos en un trimestre expansivo) es de 0.93%, lo que demuestra la alta persistencia de ambos regímenes. Por otra parte, si nos encontramos en un trimestre que muestra una evolución expansiva del producto real, la probabilidad de que el trimestre anterior haya mostrado una senda contractiva del producto es de apenas 0.07%. Por el contrario, si nos encontramos en un período recesivo o contracción, la probabilidad de que en el trimestre antecesor nos encontráramos en una expansión del producto es de 0.48%. La matriz de probabilidades de transición [12.1] satisface la condición de que la suma de las probabilidades de continuar en el mismo régimen y la suma de probabilidades de cambiar de régimen son iguales entre sí e iguales a uno.

La duración esperada para ambos regímenes que son calculadas desde las probabilidades de transición [12.1] son 2.1 trimestres para las contracciones y 14 trimestres para las expansiones. Es decir, cuando la actividad económica entra en una período expansivo podríamos esperar que el mismo se prolongue durante 14 trimestres consecutivos. En cambio, los períodos contractivos o recesivos tienen una menor duración esperada.

Otra ventaja de usar modelos de cambios de régimen es que nos permite analizar algunas de las características de los ciclos económicos que no son fáciles de expresar con otros modelos, un ejemplo de ello es la asimetría. Para determinar la asimetría del ciclo económico dominicano bajo el período de estudio vamos a utilizar el test propuesto por Clements y Krolzig (2003). Para llevar a cabo dicho test primeramente identificamos tres tipos de asimetrías: "steepness", que señala que las amplitudes de los valles exceden a los picos, la tipo "deepness" que identifica mayor volatilidad en los períodos de contracciones que en los de expansiones (ver Sichel, 1993) y la asimetría conocida como "sharpness" o asimetría de los puntos de quiebre (turning point) introducida por McQueen y Thorley (1993).

Para la asimetría tipo sharpness se testea la hipótesis nula de que los ciclos son simétricos sólo si las probabilidades de transición son iguales, es decir $p_{12} = p_{21}$. Los resultados están descritos en el Cuadro 4. La existencia de asimetría tipo deepness es aceptada al 10%. El signo negativo de la medida de distribución skewness muestra que las desviaciones del régimen de contracción son mayores que las del régimen expansivo. En cambio, para la asimetría tipo steepness se rechaza al 10%. Asimismo, hay clara evidencia de asimetría de puntos de quiebre (turning points) o sharpness que permiten rechazar la hipótesis nula al 10%, pues como se señaló anteriormente las probabilidades de transición son distintas entre los distintos regímenes analizados. Los resultados son consistente con los mostrados por Clements y Krolzig (2003) para modelo de dos regímenes en donde la asimetría tipo deepness implica la existencia de la asimetría tipo sharpness o puntos de quiebre (turning points) (y viceversa) y el proceso no tendrá asimetría tipo steepness.

En otro orden, los resultados anteriores se pueden verificar al observar el Cuadro 3. La varianza muestra comportamientos asimétricos entre los distintos regímenes, siendo 0.45 para las recesiones y 0.27 para las expansiones. En consecuencia, podemos ver que los períodos recesivos muestran una mayor volatilidad que el régimen expansivo. Por otro lado, vemos que las recesiones tienen menor duración que las expansiones y el valor absoluto de la tasa media de crecimiento en el régimen recesivo es menor que en el expansivo. En consecuencia, la evolución cíclica del producto interno bruto de la República Dominicana es asimétrico entre los distintos regímenes.

Cuadro 4
Test de asimetría

NonSharpness test	Chi(1) = 6.3425 [0.0118] *
Skewness: -0.6544	Chi(1) = 4.2109 [0.0402] *
Deepness: -0.0148	Chi(1) = 1.2559 [0.2624]
Skewness: 0.6445	Chi(1) = 4.0843 [0.0433] *
Steepness: 0.0000	Chi(1) = 0.0000 [1.0000]

* indica significancia al 10%.

Por otra parte, podemos simular el crecimiento del PIB trimestral a partir de las probabilidades generadas por el modelo de cambios de régimen. El PIB estimado se puede construir partiendo de la definición del valor esperado en función de las probabilidades condicionales generadas en el modelo. Para ello, utilizamos la siguiente expresión:

$$E(y_t) = \sum_{j=1}^2 P[s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}] \hat{\mu}_j \quad [13]$$

donde:

$$\hat{\mu}_j = \begin{bmatrix} -0.3340 \\ 0.2274 \end{bmatrix}$$

A partir de las funciones de distribución para cada régimen de crecimiento de la economía estimados anteriormente, es posible determinar las probabilidades condicionales de cada régimen en función de la evolución actual de la tasa de crecimiento de la economía. Utilizando la ecuación [6] podemos construir la serie de probabilidades condicionales para toda la muestra, esto es, se efectúa una simulación filtrando y suavizando las probabilidades a partir de la siguiente función tipo umbral:

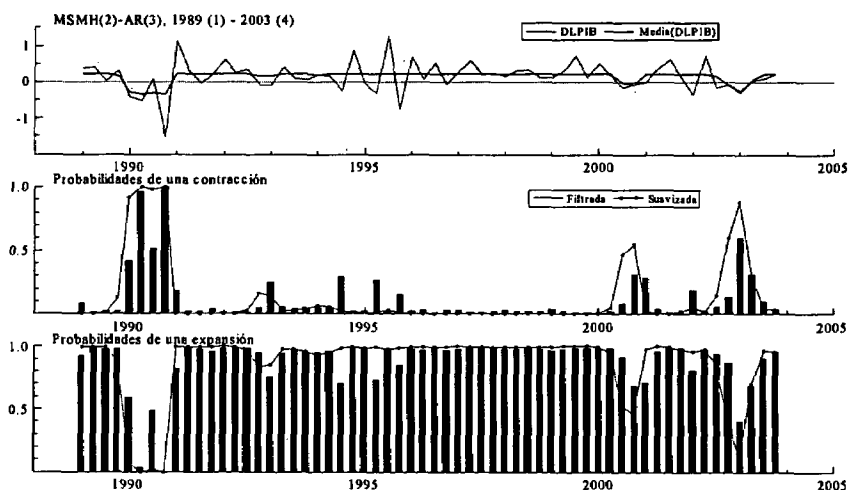
$$\Pr(y_t, s_t = j | \psi_{t-1}, \theta) = \begin{cases} 1, & \text{si } P[s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}] \geq 0.5 \\ 0, & \text{si } P[s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}] < 0.5 \end{cases} \quad [14]$$

Las probabilidades filtradas, $\Pr(y_t, s_t = j | \psi_{t-1}, \theta)$, son inferencias sobre s_t utilizando la información disponible en el período t y las probabilidades suavizada, $\Pr(y_t, s_t = j | \psi_{t-1}, \theta)$, son inferencias sobre la variable s_t usando toda la información disponible en la muestra, donde $t = 1, 2, \dots, T$. La diferencia entre estas dos medidas está dada por la cantidad de revisiones que se requieren cuando se agregan nuevas observaciones. Ambas se reportan en los dos gráficos inferiores de la figura 2. Las probabilidades suavizadas están representadas por una

línea continua, mientras que las probabilidades filtradas se representan por barras.

El segundo gráfico de la figura 2 presenta la probabilidad de estar en un régimen recesivo del producto. Según el análisis efectuado existiría evidencia de que los años 1990, 2000 y 2003 se caracterizaron por episodios de contracción. Los eventos expansivos, que se analizan en el gráfico inferior, se remontan a los años comprendidos entre 1991-1999 y el 2002.

Figura 2
Crecimiento del PIB y las probabilidades
filtradas y suavizadas



Nota: Los gráficos parten del primer trimestre de 1989 debido a la pérdida de un dato al calcular las tasas de crecimiento y debido a los rezagos definidos en el modelo.

El cuadro 5 presenta una cronología del ciclo económico. Allí podemos observar que para el régimen considerado de expansión económica se registran 53 trimestres, en cambio para el régimen recesivo o de contracción sólo se registran 7

trimestres, con probabilidad total de ocurrencia de 87% y 13%, respectivamente. En ese orden, se observa que en el año 1990 hubo una contracción de la actividad económica que podemos catalogar de recesión. Para esto, utilizamos el criterio de dos trimestres consecutivos de caída del PIB. Asimismo, podemos observar que la probabilidad de ocurrencia de una recesión en el año 1990 es bastante alta (98%). De igual forma, entre el último trimestre del año 2002 y el primer trimestre del año 2003 se registra una contracción de la actividad económica con probabilidad de ocurrencia de 74%. Por su parte, en el último cuarto del año 2000 se registra una contracción del producto trimestral con una baja probabilidad de ocurrencia. Como señalamos en la nota a pie de página número 10, en este trabajo nosotros tomamos en cuenta las contracciones del producto interno bruto trimestral más que las recesiones para poder tomar los períodos cortos de caída en la actividad económica, como es el caso del último año señalado. La contracción mostrada en el último trimestre del año 2000 estaría reflejando el impacto sobre la actividad económica interna del aumento de los precios del petróleo en el mercado internacional y de la política contractiva llevada a cabo en ese período para solucionar el desequilibrio fiscal y el de las cuentas externas.

Cuadro 5
 Fases de recesión y expansión
 (Trimestral)

<i>Fase</i>	<i>Periodo</i>		<i>Probabilidad</i>	<i>Número de Trimestre</i>
	<i>Inicio</i>	<i>Fin</i>		
Expansión	1989:1	1989:4	0.9667	4
Contracción	1990:1	1990:4	0.9759	4
Expansión	1991:1	2000:3	0.9698	39
Contracción	2000:4	2000:4	0.5465	1
Expansión	2001:1	2002:3	0.9637	7
Contracción	2002:4	2003:1	0.7420	2
Expansión	2003:2	2003:4	0.8780	3

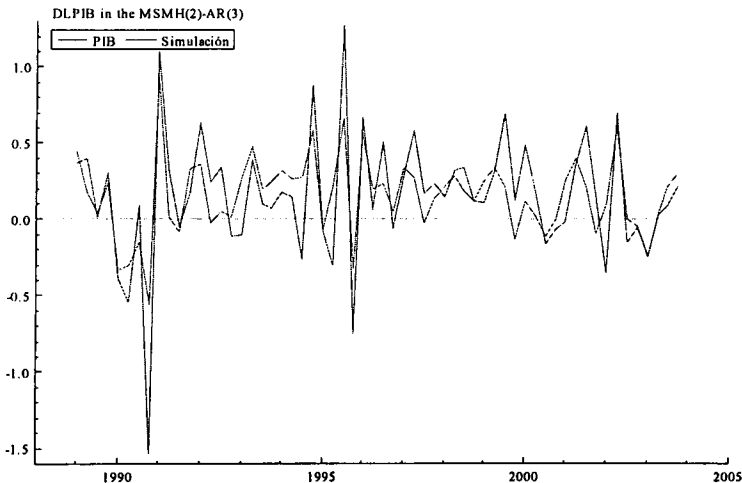
Los puntos de quiebre (turning points) en la actividad económica, es decir, el cambio de una fase expansiva (pico) a una recesiva o de contracción (valle) o de una fase de contracción o recesión a una expansiva (pico) están determinados por la senda de las probabilidades suavizadas que definimos en la ecuación [14]. Los picos denotan el período de tiempo t justo antes de una recesión o contracción, mientras el valle es el último período de contracción o recesión. El cuadro 6 identifica los puntos de quiebre en la actividad económica.

Cuadro 6
Puntos de quiebre (*Turning Points*) del PIB

<i>PIB</i>	
<i>Pico</i>	<i>Valle</i>
1989:4	1990:4
2000:3	2000:4
2002:3	2003:1

Por último, utilizando la discretización de probabilidades de la ecuación [14] volvemos a estimar la ecuación [13], obteniéndose una versión más discretizada del crecimiento del PIB trimestral. La figura 3 muestra el crecimiento efectivo y simulado del producto interno bruto trimestral.

Figura 3
Crecimiento del PIB efectivo y simulado a partir del modelo de cambios de régimen



En la figura 3 podemos ver que la tasa de crecimiento del producto interno bruto simulado a partir de las funciones tipo umbral es bastante consecuente con la evolución del PIB actual. Es destacable el hecho de que cada punto simulado para el crecimiento del producto interno bruto real posee una distribución específica que podría generar los valores de crecimiento actuales del PIB.

5. Conclusión

Este trabajo aplica la metodología de cambios de régimen a la serie de crecimiento del PIB real. Asumiendo dos regímenes posibles (contracción y expansión), se obtienen probabilidades condicionales históricas de pertenecer en cada momento a un evento en particular. Encontramos que las características de las funciones de distribución estimadas para cada régimen difieren, tanto en su media como en su desviación estándar. Es así como para el régimen recesivo o de contracción el crecimiento medio trimestral está en torno a -0.33% (un crecimiento medio anualizado de -1.3%) con una desviación estándar de 0.45% , mientras que para el régimen expansivo los estadísticos estimados fueron 0.23% (un crecimiento medio anualizado de sólo 0.9%) y 0.27% , respectivamente.

De las estimaciones obtenidas se desprenden características de interés para la actividad económica de la República Dominicana. En primer lugar, los ciclos no son simétricos. Registrándose una brusca desaceleración en el año 1990, mientras que en el resto del período estudiado se producen oscilaciones suaves. Segundo, las innovaciones del PIB no son homocedásticas, encontrándose menor varianza en las recuperaciones. Asimismo, se registran 53 trimestres de crecimiento en la actividad económica y sólo 7 trimestres de contracciones.

Por otra parte, dada la ausencia de un mecanismo público que nos permita identificar las diferentes fases o los puntos de quiebre del ciclo económico, como lo hace el NBER en los Estados Unidos, este trabajo estaría contribuyendo como una herramienta para las identificaciones de los mismos sirviendo como *benchmark* de futuros trabajos.

Otra limitación con la que nos hemos encontrado es la reducida base de datos trimestrales del producto interno bruto de la República Dominicana, lo que no nos ha permitido

realizar un trabajo que abarque las décadas del 70 y 80, con lo cual podríamos evaluar el comportamiento cíclico del PIB trimestral durante las crisis del petróleo y de la deuda. A pesar de ello, para futuras investigaciones este modelo puede ser extendido a tres regímenes (recesión, crecimiento sostenido y boom económico o economía sobrecalentada) que nos permita analizar la evolución de la política monetaria y a su vez construir un índice monetario artificial, que opere como un indicador de alerta temprana ayudando a las autoridades correspondiente a evitar desequilibrios que impliquen cambios futuros -no deseados- en la política monetaria. Al mismo tiempo, un régimen de crecimiento sostenido podría reflejar la tasa actual de crecimiento potencial de la economía dominicana, el cual podría ser comparado con los métodos determinísticos tradicionales.

Bibliografía

- Burns, A. F., and W.C. Mitchell (1946). *Measuring business cycles*, New York: NBER.
- CEPAL y PUCMM (2001), "Desarrollo Económico y Social en la República Dominicana, los últimos 20 años y perspectivas para el Siglo XXI". Impresión Medibyte. República Dominicana.
- Chauvet, Marcelle (1998), "An Econometric Characterization of Business Cycle Dynamics with Factor Structure and Regime Switches". *International Economic Review*, Vol. 39, No. 4, pp 969-996.
- Clements, Michael P. y Hans-Martin Krolzig (2003), "Business Cycle Asymmetries: Characterization and Testing Based on Markov-Switching Autoregressions". *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 21, No.1 (January).
- Dempster, A.P., N.M. Laird y D.B. Rubin (1977), "Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm". *Journal of the Royal Statistical Society*, B39, 1-38.
- Diebold, F. X., J. H. Lee, G. C. Weinbach (1994), "Regimen Switching with Time-Varying Transition Probabilities". C. Hargreaves (editor) *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford: Oxford University Press, pp 283-302.
- Diebold, Francis X. y Glenn D. Rudebusch (1996), "Measuring Business Cycle: A Modern Perspective". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 1, pp 67-77. February.

- Dickey, David y Wayne Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, pp1057-1072. July.
- Filardo, Andrew J. (1994), "Business Cycle Phases and their Transitional Dynamics". *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12, pp299-308.
- Filardo, Andrew J. y Stephen F. Gordon (1998), "Business cycle durations". *Journal of Econometrics*, Vol. 85, pp99-123.
- Findley, David; Brian Monsell; William Bell; Mark Otto y Bor-Chung Chen (1998), "New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program". *Journal of Business & Economic Statistics*. Vol.16, No.2, pp 127-152.
- Hamilton, James D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle". *Econometrica*, Volume 57, Issue 2, pp 357-384. March.
- Hamilton, James D. (1990). "Analysis of time series subject to changes in regimes". *Journal of Econometrics*, Vol. 45, pp. 39-70.
- Hamilton, James D. (1991). "A Quasi-Bayesian Approach to Estimating Parameters for Mixtures of Normal Distributions". *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 9, pp. 27-39.
- Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Hansen, B. E. (1992), "The Likelihood Ratio Test Under Non-standard Conditions: Testing the Markov Switching

Model of GNP". *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 7, pp.S61-S82.

Johnson, Christian A. (2000), "Un Modelo de Switching para el Crecimiento en Chile". *Documentos de Trabajo*. No. 84, Banco Central de Chile.

Kim, C. J. y C. R. Nelson (1998), "Business Cycles Turning Points: A new Coincident Index and Tests of Duration Dependence Based on a Dynamic Factor Model with Regime Switching". *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, pp 188-201.

Krolzig, Hans-Martin (1997), *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer.

Krolzig, Hans-Martin (1998), "Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox". Mimeo. Department of Economics, Oxford University. December.

Krolzig, Hans-Martin (2002), "Regime-Switching Models". Mimeo. Department of Economics, Nuffield College, Oxford University.

Krolzig, Hans-Martin (2003), "Constructing Turning Point Chronologies with Markov-Switching Vector Autoregressive Models: the Euro-Zone Business Cycle". Discussion Paper. Oxford University. July.

McQueen, G. y S. Thorley (1993), "Asymmetric business cycle turning points". *Journal of Monetary Economics*, Vol.31, pp.341-362.

- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika*. Vol. 75, pp.335-346.
- Potter, Simon M. (1999), "Nonlinear Time Series Modelling: An Introduction". Discussion Paper, Federal Reserve Bank of New York. August.
- Sargent, Thomas y Christopher Sims (1977). "Business Cycles Modeling without pretending to have too much a priori Theory". C. Sims (editor) *New Methods of Business Cycle Research*, Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Sichel, D. E. (1993), "Business cycle asymmetry". *Economic Inquiry*, Vol. 31, pp.254-277.
- Stock, James H. y Mark W. Watson (1993). "A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experience". J. Stock y Mark W. Watson (editores) *Business Cycle, Indicators and Forecasting*, Chicago: University of Chicago Press para el NBER, pp.255-285.

TERCERA PARTE

MENCIÓN DE HONOR

Las fluctuaciones económicas en la República Dominicana. Cuantificación y análisis

Carlos Julio Camilo V.

RESUMEN

El presente trabajo tiene como objetivo el análisis de las fluctuaciones económicas que ha experimentado la República Dominicana en el período 1970-2003. Se documentan los períodos que se alejan de la tendencia seguida por la economía, y se explican las causas de este comportamiento. Se constata también una moderación en la volatilidad de varias variables macroeconómicas en los años noventa. Los resultados indican que esta moderación se debió a una mejor interacción dinámica en la economía dominicana y no a los choques exógenos que la afectaron. Al utilizar una batería de herramientas que incluye un análisis comparativo entre períodos, una discusión del efecto del ciclo político en la actividad económica, pruebas de igualdad de media y varianza, análisis de correlación y de causalidad entre variables, y estimaciones econométricas, el trabajo analiza de forma global las fluctuaciones económicas en la R.D.

1. INTRODUCCIÓN

Un aspecto de vital importancia, el cual se constituye en la cuestión sustantiva del presente estudio sobre las fluctuaciones de las variables macroeconómicas, es la comparación de las mismas entre períodos. La documentación de los períodos que se alejan de la tendencia seguida por la economía y la explicación de este comportamiento, constituyen el objeto específico investigado.

Para estudiar las fluctuaciones económicas de la República Dominicana (R.D.) el trabajo está orientado en dos enfoques. El primero consiste en un análisis univariado en el que se analiza el comportamiento de 20 variables macroeconómicas. En esta parte se realizan comparaciones sobre el crecimiento y la volatilidad de las series entre períodos, además de correlaciones y análisis de causalidad entre las variables y el ciclo económico.

Mediante la implementación de este enfoque se obtuvieron resultados bastante reveladores sobre el rol de las políticas fiscal y monetaria en las fluctuaciones del ciclo económico, las interrelaciones entre las distintas variables macroeconómicas, y la volatilidad y el crecimiento de los sectores económicos de la R.D.

El segundo enfoque, por su parte, consiste en un análisis multivariado en el que con un modelo de Vector Autorregresivo (VAR) como instrumento, se compara la interacción dinámica de la política monetaria, la política fiscal, los precios y el crecimiento, entre dos períodos en los cuales la volatilidad de los precios y de la producción fue bastante desigual.

El primer resultado de relevancia de este análisis es la constatación, no documentada en ningún estudio del que el autor tenga conocimiento, de un cambio estructural en la volatilidad de varias series macroeconómicas a partir de las reformas estructurales llevadas a cabo a principio de los noventa en la R.D., esto queda evidenciado en la moderación de la desviación estándar de estas variables.

Con el uso de esta metodología se demostró también, que esta disminución en la volatilidad macroeconómica de los noventa se debió a una mejor interacción dinámica de la economía dominicana y no a una caída de los choques exógenos que la afectaron. Una hipótesis plausible sobre las causas de este resultado podría ser la ejecución de dichas reformas.

El trabajo está organizado como sigue: en la sección 2 se discuten los antecedentes, en la 3 se realiza el análisis univariado, en la 4 el análisis multivariado y en la 5 se presentan las conclusiones.

2. Antecedentes

El estudio de las fluctuaciones constituye un elemento esencial de la macroeconomía. Para explicar la prosperidad o estancamiento de una economía en períodos de tiempo relativamente cortos, los economistas profesionales utilizan una amplia gama de herramientas cuantitativas y cualitativas.

A pesar de que una de las ciencias de mayor investigación en la R.D. lo es la economía, no existe ningún estudio publicado sobre fluctuaciones macroeconómicas, del cual el autor tenga conocimiento, en el que se cuantifique de manera rigurosa la evolución de las principales variables macroeconómicas, se analice las interrelaciones entre las mismas y se explique con métodos cuantitativos las causas que explican estos acontecimientos.

Existe una gran cantidad de estudios de relevancia en los que con otro enfoque metodológico se estudia el impacto de políticas y la evolución macroeconómica de la R.D. Por ejemplo; una discusión sobre el impacto de las reformas estructurales y el desempeño macroeconómico de los noventa se encuentra en el libro CEPAL-PUCMM (2001).

En este sentido, el presente trabajo tiene como objetivo la explicación de las fluctuaciones económicas que ha experimentado la R. D. en el período 1970-2003 utilizando como instrumentos análisis descriptivos, pruebas estadísticas y estimaciones econométricas, las cuales permiten obtener una visión global de la evolución de las variables que sirven como indicadores del acontecer económico.

El enfoque metodológico adoptado integra análisis realizados en varios estudios sobre el ciclo económico. Los análisis de correlación y de causalidad se basan en el trabajo de Stock y Watson (1998), en el cual se cuantifican las interrelaciones de las variables macroeconómicas y el rol de éstas en las fluctuaciones del ciclo económico de Estados Unidos. El análisis de varianzas a partir de un modelo de Vector Autoregresivo es utilizado en Stock y Watson (2002), en el cual se estudia el cambio estructural registrado en la volatilidad del ciclo económico estadounidense a principio de los ochenta.

3. Análisis univariado de series macroeconómicas de la República Dominicana 1970-2003

La comparación de las variables macroeconómicas entre períodos, la documentación de períodos que se alejan de la tendencia seguida por la economía y la explicación de dicho comportamiento, se erigen como componentes fundamentales dentro del estudio de las fluctuaciones económicas. Estos puntos son tratados en esta sección utilizando una variedad de métodos cuantitativos.

Las variables analizadas se dividen en 4 grupos: Monetarias, Emisión Monetaria (M0), Medio Circulante (M1), Oferta Monetaria (M2), M1 Real (M1R) y Tasa de Interés Activa (TIA); Fiscales, Ingresos Tributarios (INGT), Presión Tributaria (PTR), Gasto del Gobierno (GGOB); Actividad Económica, PIB Real (PIBR), PIB Nominal (PIBN), Consumo Privado Real (CPRIVR), Consumo Privado Nominal (CPRIVN), Inversión Bruta Interna Real (IBIR), Inversión Bruta Interna Nominal (IBIN) y Desempleo (DES); Precios, Índice de Precios al Consumidor (INFL); Sector Externo, Exportaciones (X), Importaciones (M), Tipo de Cambio (TC) y Tipo de Cambio Real (TCR).

Todas las variables fueron analizadas en diferenciales logarítmicos, excepto DES, TIA y PTR que fueron analizadas en niveles. La periodicidad de las variables es anual para esta sección completa. La fuente de todas las estadísticas sobre la R.D. fue el Banco Central de la República Dominicana.

3.1 Comparación de estadísticas descriptivas por períodos

3.1.1 Análisis comparativo entre períodos¹

La tabla 3.1. muestra las variables en los lustros (y en el trienio 2001-2003) en los que su promedio y su desviación estándar (D.E.) son mayores que el promedio y la D.E. de la muestra completa.

¹ El análisis por períodos realizado en esta sección procura estudiar la evolución de las principales variables macroeconómicas de la R.D. en sub-períodos de la muestra completa, sin proponerse demostrar la existencia de un cambio estructural en el comportamiento de las variables entre períodos.

Tabla 3.1 *
Variables con mayor D.E. y Media en subperíodos que en muestra completa

	Desviación Estándar	Media
1971-75		IBI, X, M, PIBR, CPRIVR, IBIR, PIBN, INGT, PTR, M2, PTR
1976-80	GGOB, CPRIVR	PIBR, CPRIVR
1981-85	CPRIVN, GGOB, IBIN, X, M, PIBN, INGT, TC, TCR	X, M1R, TC, TCR, INFL, DES
1986-90	CPRIVN, X, M, PIBR, CPRIVR, IBIR, PIBN, M0, M1R, TC, TCR, INFL	CPRIVN, GGOB, IBIN, X, M, IBIR, PIBN, INGT, M0, M1, M2, M1R, TC, INFL, TIA, DES, TIA
1991-95	CPRIVN, X, M, PIBR, INGT, M2, M1R	CPRIVN, GGOB, X, M, IBIR, PIBN, INGT, M0, M1, M2, M1R, DES, TIA, PTR
1996-00	M1R	PIBR, CPRIVR, IBIR, TIA, PTR
2001-03	X, M, CPRIVR, M0, M1, M2, M1R, TC, INFL	GGOB, M0, M1, M2, M1R, TC, TCR, INFL, TIA, PTR

Monetarias: M0, M1, M2, m1 Real (M1R) y Tasa de Interés Activa (TIA)

Fiscales: Ingresos Tributarios (INGT), Presión Tributaria (PTR), Gasto del Gobierno (GGOB)

Actividad Económica, PIB Real (PIBR), PIB Nominal (PIBN),

Consumo Privado Real (CPRIVR), Consumo Privado Nominal (CPRIVN),

Inversión Bruta Interna Real (IBIR), Inversión Bruta Interna Nominal (IBIN) y desempleo (DES)

Precios: Índice de Precios al Consumidor (INFL); *Sector Externo:* Exportaciones (X), Importaciones (M).

Tipo de Cambio (TC), Tipo de Cambio Real (TCR).

* Todas las variables fueron analizadas en diferenciales logarítmicos excepto DES, TIA y PTR que fueron analizadas en niveles.

Los sub-períodos 1981-85, 1986-90, 1991-95 y 2001-03 son los más volátiles de la muestra, y tanto variables de política económica como variables no controladas por las autoridades tienen una D.E. mayor en estos períodos (relativamente cortos) que en la muestra completa.

En los períodos 1971-75, 1976-80 y 1996-00 de forma conjunta, sólo 3 variables (GGOB, M1R y CPRIVR) tienen mayores D.E. que en la muestra completa, lo que evidencia la estabilidad macroeconómica experimentada en dichos períodos.

Dado que en teoría todo individuo trata de suavizar su consumo, resulta curioso notar que CPRIVR y CPRIVN son las variables con una mayor cantidad de sub-períodos con desviaciones estándar superiores que la de la muestra completa. Esto comprueba que las fluctuaciones de la actividad económica en la R.D. tienen un alto costo social², probablemente debido a las dificultades de acceso al crédito por parte de la mayoría de los agentes económicos³.

En lo que respecta a la media, resulta evidente que en los sub-períodos en los cuales PIBR es mayor que el promedio de la muestra (1971-75, 1976-80, 1996-00) GGOB, TC e INFL no lo son. En otras palabras, la estabilidad de precios y de la moneda, además de un gasto gubernamental relativamente reducido, han sido condiciones necesarias para alcanzar un crecimiento económico por encima del promedio en la historia económica reciente de la R.D.

Todos los sub-períodos en los que TC es mayor a la de la muestra, INFL también lo es, mientras que otras variables asociadas a tener efectos inflacionarios como GGOB y los agregados monetarios no siempre coinciden con períodos de alta inflación relativa. Esto comprueba la alta importancia relativa de la tasa de cambio en los movimientos de la inflación en la R.D. Este resultado es similar al de Camilo, Jiménez y Vásquez (2004), los cuales, utilizando un análisis de Descomposición de Varianza sobre un Modelo de Vector de

² Para enriquecer el estudio, varias conjeturas sobre los resultados de los análisis cuantitativos son realizadas. Conjeturas basadas en otros estudios cuantitativos que contradigan las aquí presentadas pueden ser tan válidas como éstas.

³ El autor está en conocimiento de problemas de estimación en las estadísticas de consumo privado agregado en la R.D. por lo que este resultado podría estar sesgado.

Corrección de Errores (VEC), concluyen que la tasa de cambio explica la mayor parte de la variabilidad en la inflación, la tasa de interés y el medio circulante.

3.1.2 Análisis por períodos electorales, preelectorales y postelectorales

Las decisiones de política económica juegan un rol fundamental en el ciclo económico de los países. En muchas ocasiones estas decisiones están sujetas a consideraciones que escapan al ámbito puramente económico.

Un buen ejemplo de las consecuencias del uso de la política económica con objetivos desligados a los económicos, es el desempeño desigual evidenciado en años electorales, preelectorales y postelectorales⁴.

La tabla 3.2 y el Gráfico 3.1 ilustran este punto. En los años postelectorales la política monetaria⁵, específicamente el crecimiento de los agregados monetarios, es más restrictiva y la inflación menor que en años preelectorales y electorales⁶.

Aunque el gasto de gobierno es menor en años electorales, lo cual es contradictorio a que objetivos políticos predominan en estos períodos, los ingresos tributarios y la presión tributaria son aún menores en comparación con los demás períodos, lo

⁴ El análisis que se realiza a continuación es descriptivo y no trata de señalar que los resultados en los diferentes períodos se deben solamente a consideraciones políticas. Las variables analizadas dependen de otras muchas variables no controladas por los hacedores de política.

⁵ Disminuciones (incrementos) en los agregados monetarios no implican el uso de una política monetaria restrictiva (expansiva) *per se*. Esto debido a que dichos movimientos pueden estar tratando de acomodar choques en la demanda de dinero y también debido a que las autoridades no controlan completamente los agregados monetarios. Puesto que el objetivo del trabajo no es explicar el efecto de los choques de política monetaria en la actividad económica, movimientos relativamente fuertes en los agregados monetarios son considerados como evidencia de decisiones de política monetaria.

⁶ El período de análisis es 1974-1994, debido a que a partir del 1996 en la R.D. se realizan elecciones cada dos años, lo que provoca que los años preelectorales sean también postelectorales.

que podría ser evidencia de una política fiscal expansiva. Guzmán y Lizardo (2003), en un trabajo sobre el impacto de los años electorales sobre los déficits fiscales, llegan a una conclusión similar.

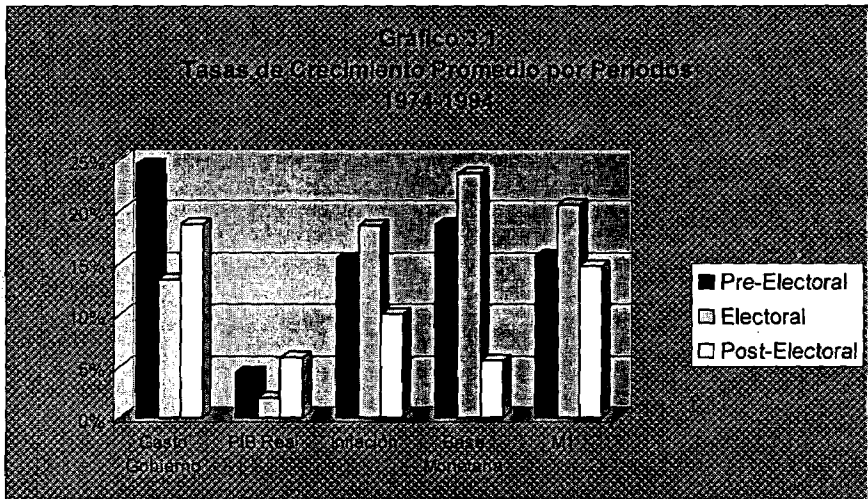
Si bien la política fiscal no muestra de manera inequívoca este tipo de manipulación en la economía (aunque sí la política monetaria), lo cierto es que el desempeño de las principales variables macro es bastante peor en años electorales que en períodos postelectorales, lo que sugiere que los años electorales son costosos para la estabilidad y el crecimiento de la economía dominicana. En efecto, la inflación y el desempleo son mayores, mientras que el crecimiento es menor en los años en que se realizan elecciones.

Tabla 3.2
Tasas de Crecimiento Promedio por Períodos
1974-1994

	Pre-Electoral	Electoral	Post-Electoral
GGOB	24.5%	13.4%	18.8%
PIBR	4.4%	2.0%	5.8%
INFL	15.4%	18.6%	10.1%
MO	18.8%	23.7%	5.6%
M1	15.7%	20.6%	14.7%
DES	18.4%	20.0%	13.5%
PTR	12.2%	11.6%	12.3%
INGT	18.0%	10.1%	26.1%

Ingresos Tributarios (INGT), Presión Tributaria (PTR), Gasto del Gobierno (GGOB)
PIB Real (PIBR), desempleo (DES), Índice de Precios al Consumidor (INFL)

* Todas las variables fueron analizadas en diferenciales logarítmicos excepto DES y PTR que fueron analizadas en niveles.



Otra vía de comparar el comportamiento de las variables macroeconómicas en períodos electorales es hacerlo con relación al promedio de años próximos. De ese modo se puede comprobar si el comportamiento en dichos períodos es diferente al de años relativamente cercanos, y probablemente con las mismas características estructurales que el año electoral en cuestión.

Si la política económica es expansiva en años electorales se debería observar que GGOB, M0, M1, INFL son mayores a los de períodos cercanos, mientras que PTR e INGT deberían ser menores. En caso de que la política económica sea expansiva en dichos años, si la misma es exitosa en su cometido entonces PIBR debería ser mayor y DES menor (si existe una curva de phillips no vertical en el corto plazo).

En este sentido, la tabla 3.3 muestra los 6 años electorales tomados en cuenta. Para los años electorales en que se cumplen las condiciones mencionadas arriba, la variable está acompañada de la palabra "SI", de lo contrario de la palabra "NO", lo que indica que o bien la política económica no es expansiva, o para el caso de PIBR y DES, que la misma no fue exitosa.

Como se puede apreciar, los resultados son mixtos. Según este análisis hay una tendencia a tener una política económica más expansiva en años electorales que en años cercanos, además de que la política fiscal (principalmente INGT y PTR) es más expansiva que la política monetaria en años electorales⁷. El efecto en DES de estar en un año electoral según este análisis es predominantemente positivo, mientras que en PIBR es siempre negativo.

Tabla 3.3
Comparación Períodos Electorales con subperíodos cercanos*

	PIBR	GGOB	INFL	M0	M1	DES	PTR	INGT
1974	NO	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO
1971-1977								
1978	NO	SI	NO	NO	NO	SI	SI	SI
1975-1981								
1982	NO	NO	NO	NO	NO	SI	SI	SI
1979-1985								
1986	NO	SI	NO	SI	SI	NO	SI	SI
1983-1989								
1990	NO	SI	SI	SI	SI	NO	SI	SI
1987-1993								
1994	NO	NO	SI	NO	NO	SI	SI	SI
1991-1995								

* La comparación de los años electorales se realiza con relación al período que aparece debajo de cada año electoral.

Para los años electorales en que la política económica es expansiva y/o exitosa la variable está acompañada de la palabra "SI". De lo contrario de la palabra "NO", lo que indica que o bien la política económica no es expansiva, o para el caso de PIBR y DES, que la misma no fue exitosa.

3.1.3 Pruebas de igualdad de media y varianza

Para hacer más robusto los análisis de media y varianza entre sub-períodos y por períodos electorales de las secciones anteriores, se realizaron pruebas de igualdad de varianza y de media de las distintas variables.

Las pruebas de igualdad de varianza utilizadas fueron las "Levene" y la "Bartlett"⁸. Se compararon los sub-períodos 1971-1979, 1980-1989 y 1990-2003 entre sí y con la muestra completa.

⁷ Ver Nota 6.

⁸ La prueba Levene sirve para prueba de hipótesis entre sub-grupos, mientras que la Bartlett entre sub-grupos y la muestra.

Tabla 3.4
Pruebas Levene y Bartlett de Igualdad de Varianzas
Valores P de Prueba entre períodos

	Prueba Levene			Prueba Bartlett		
	1971-79/1980-89	1971-79/1990-2003	1980-89/1990-2003	1971-79/Muestra	1980-89/Muestra	1990-2003/Muestra
GOOB	0.499	0.642	0.264	1.000	0.836	0.767
INGTR	0.270	0.510	0.180	0.226	0.647	0.120
PIBR	0.080	0.320	0.510	0.820	0.850	0.130
INFL	0.008	0.017	0.166	n.d.	n.d.	1.000
MO	0.230	0.400	0.263	1.000	1.000	0.510
M1	0.000	0.220	0.340	1.000	1.000	0.220
DES	0.505	0.003	0.055	0.770	0.920	0.530
PTR	0.120	0.210	0.085	0.910	0.410	0.350

* Mismas notaciones que tablas anteriores

La Prueba Levene sirve para probar hipótesis entre sub-grupos, mientras que la Prueba Bartlett entre sub-grupos y la muestra.

Hipótesis Nula: Varianza entre períodos son iguales.

La hipótesis nula de igualdad de varianzas entre cada uno de los sub-períodos y la muestra completa no se rechaza para ninguna de las variables analizadas.

Para los períodos 1971-79/1980-89, PIBR, INFL y MO tuvieron varianzas estadísticamente diferentes, para los períodos 1971-79/1990-2003, solo INFL, mientras que para los períodos 1980-89/1990-2003 solo DES.

La prueba de igualdad de media, por su parte, está basada en un Análisis de Varianza (ANOVA) en el que se prueba la hipótesis nula de que las medias entre los períodos analizados son iguales.

La comparación entre lustros y la muestra total es presentada en la tabla 3.5. Las variables, en los períodos correspondientes, en que se rechaza la hipótesis nula de igualdad de medias a un 10% de significancia están sombreadas.

Es notable el hecho de que cada sub-período presenta características diferentes al promedio de la muestra, ya que, en cada uno de éstos la mayoría de las variables tienen medias estadísticamente diferentes a las de la muestra completa. Esto demuestra una amplia dispersión entre períodos cortos en la evolución de las diferentes variables macroeconómicas en la R.D.

Más aún, de las 15 variables macroeconómicas presentadas en la tabla 3.5, solo IBI, X y M0 presentan una mayoría de subperíodos con medias estadísticamente iguales a las de la muestra.

En las pruebas entre períodos electorales mostradas en la tabla 3.6, se puede notar que las medias sólo son

Tabla 3.5
Prueba ANOVA de Igualdad de Medias
Valores P de Prueba entre subperíodos y muestra completa

	1971-75	1976-80	1981-85	1986-90	1991-95	1996-2000	2001-03
GGOB	0.066	0.194	0.029	0.026	0.137	0.016	0.499
CPRV	0.011	0.084	0.016	0.059	0.013	n.d.	0.631
IBI	0.784	0.020	0.362	0.255	0.558	0.078	n.d.
X	0.060	0.240	0.525	0.445	0.498	0.369	0.106
M	n.d.	0.082	0.341	0.052	0.004	n.d.	n.d.
PIBR	0.127	0.069	0.074	0.020	0.091	n.d.	0.037
PIBN	0.088	0.109	0.013	0.018	0.011	n.d.	n.d.
INGTR	0.002	0.001	0.007	0.037	0.040	0.023	n.d.
M0	0.147	n.d.	0.081	0.161	n.d.	n.d.	n.d.
M1	0.062	n.d.	0.057	0.054	0.027	0.162	n.d.
M2	0.162	n.d.	0.077	0.299	0.064	0.061	n.d.
INFL	n.d.	n.d.	0.022	0.083	n.d.	n.d.	0.110
DES	0.040	0.016	n.d.	0.124	0.394	0.007	n.d.
PTR	0.093	0.017	n.d.	0.032	0.003	0.002	n.d.
TCR	0.194	n.d.	0.036	0.091	0.022	0.028	0.038

* Mismas notaciones que tablas anteriores

Hipótesis Nula: Media entre períodos son iguales.

estadísticamente diferentes (a un 10% de significancia) entre períodos electorales y postelectorales. Las variables que evidencian este comportamiento son GGOB, PIBR e INFL. Dados los resultados de la tabla 3.2, este resultado indica que en períodos electorales, GGOB y PIBR son estadísticamente inferiores con relación a períodos postelectorales, mientras que para el caso de la inflación, el resultado es el inverso.

Tabla 3.6
Prueba ANOVA de Igualdad de Medias
Valores P de Prueba entre periodos

	Pre-Electoral/Electoral	Pre-Electoral/Post-Electoral	Electoral/Post-Electoral
GGOB	0.426	0.284	0.729
INGTR	0.235	0.911	0.795
PIBR	0.154	0.395	0.986
INFL	0.161	0.720	0.929
MO	0.403	0.346	0.868
M1	0.554	0.725	0.732
DES	0.287	0.670	0.561
PTR	0.165	0.753	0.779

* Mismas notaciones que tablas anteriores

Hipótesis Nula: Meda entre periodos son iguales.

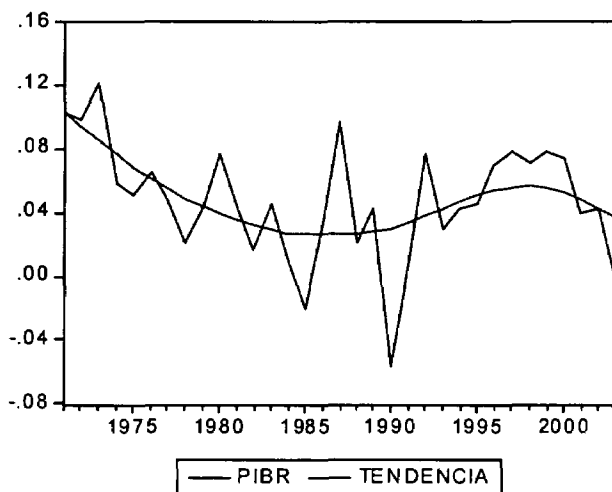
3.2 Correlaciones entre el componente cíclico de las variables macroeconómicas y el ciclo económico

Para analizar el tipo de relación entre las variables macroeconómicas y el ciclo económico, se estimaron las correlaciones simples entre el componente cíclico del PIB, el cual, siguiendo el trabajo de Stock y Watson (1998), es utilizado como variable aproximada del ciclo económico, y el componente cíclico de las demás variables.

El componente cíclico se obtuvo restándole el componente de tendencia a la variable en cuestión. La tendencia fue obtenida mediante el filtro de Hodrick-Prescott.

La idea de analizar la correlación del ciclo económico con la parte cíclica de las variables estudiadas es, obviamente, eliminar el efecto del comportamiento estructural o tendencial de las variables en el tipo de relación entre éstas y el ciclo económico.

Gráfico 3.2
Ciclo Económico 1970-2003



Se realizaron correlaciones contemporáneas y con (el componente cíclico de) las variables rezagadas y adelantadas hasta en cuatro períodos, o sea, correlaciones entre el ciclo económico y períodos anteriores y posteriores de las variables.

Si el componente cíclico de una variable tiene una mayor correlación contemporánea con el ciclo económico, la relación entre éstas es contemporánea. Si la correlación entre el ciclo y períodos anteriores del componente cíclico de la variable (las correlaciones rezagadas) es la mayor, se puede concluir que la variable precede al ciclo, mientras que si la correlación entre el ciclo y períodos posteriores del componente cíclico de la variable (las correlaciones adelantadas) es la mayor, el ciclo precede a la variable.

La tabla 3.7 muestra los resultados de las correlaciones contemporáneas y del promedio de las correlaciones rezagadas y adelantadas.

En general, las mayores correlaciones fueron las contemporáneas seguidas de las rezagadas, y por último las adelantadas.

Varias variables que las autoridades económicas pueden controlar total o parcialmente (M0, M1, M2, GGOB) tienen mayores correlaciones absolutas rezagadas que adelantadas, lo que puede ser evidencia de que las políticas monetaria y fiscal, más que choques exógenos son determinantes en las fluctuaciones del ciclo económico en la R.D⁹. En la sección 4 se trata en detalle esta conjetura con resultados que la soportan.

Tabla 3.7
Valor Absoluto de Correlación entre componente cíclico
de variables y el Ciclo Económico

	Promedio Correlación variable rezagada *	Correlación contemporánea	Promedio Correlación variable adelantada *
PIBNC	0.220	0.328	0.087
IBIC	0.238	0.100	0.108
GGOBC	0.249	0.175	0.203
CPRVC	0.230	0.342	0.108
XC	0.053	0.132	0.304
MC	0.089	0.107	0.263
INGTRC	0.145	0.132	0.164
M0C	0.237	0.354	0.159
M1C	0.197	0.330	0.156
M2C	0.240	0.318	0.203
INFLC	0.298	0.497	0.071
DESC	0.087	0.400	0.284
PTRC	0.070	0.164	0.210
TCC	0.225	0.395	0.146
TCRC	0.140	0.230	0.151
TIAC	0.411	0.401	0.165
CPRVRC	0.319	0.807	0.191
IBIRC	0.256	0.734	0.265
M1REALC	0.280	0.222	0.262
PIBEUC	0.164	0.259	0.067
Promedio	0.207	0.321	0.178

* Para estimar estas correlaciones las variables fueron rezagadas y adelantadas en cuatro periodos, los valores de la tabla muestran el promedio de las correlaciones de esos cuatro periodos respectivamente.

⁹ Ver Nota 6.

Las variables CPRIVR, DES, GGOB, IBIR, INFL, M0, M1, TC y TIA son las que tienen mayores correlaciones contemporáneas con el ciclo económico.

El componente cíclico de la tasa de cambio (TCC) tuvo una relativamente alta correlación contemporánea (negativa) con el ciclo económico (-0.39)¹⁰. Esto indica que en períodos de recesión hay inestabilidad en el mercado cambiario, o que en períodos de ataques especulativos a la moneda hay recesión económica¹¹.

Las variables TCR, X y M tienen mayores correlaciones adelantadas que rezagadas, lo que puede ser evidencia de que el ciclo económico precede al comportamiento del sector externo.

Una posible explicación a este resultado es la alta variabilidad de la tasa de cambio nominal en épocas de inestabilidad económica debido a los constantes ataques especulativos a la moneda dominicana en las crisis. Esta alta volatilidad, unida al elevado peso del tipo de cambio nominal en la determinación del saldo de cuenta corriente (SCC) de la R.D., explican que las exportaciones y las importaciones estén precedidas por el ciclo económico.

Un ejemplo claro de que la tasa de cambio es un factor determinante en el SCC de la R.D. lo constituye el hecho de que la depreciación de 66% del peso dominicano evidenciada en el año 2003, estuvo acompañada de un mejoramiento del SCC del orden de US\$1,600 millones, lo cual representa un 9.9% del PIB dominicano.

En Devereux y Engel (2002), se puede encontrar una discusión de las razones por las que, en algunas coyunturas,

¹⁰ Ver Anexo 3.2.

¹¹ El análisis de causalidad de la siguiente sección indica que el ciclo económico causa los ciclos de la tasa de cambio.

el tipo de cambio real depende primordialmente del tipo de cambio nominal¹². De existir estas razones en la R.D., y dado que la tasa de cambio nominal presenta fuertes fluctuaciones en períodos de inestabilidad económica, quedaría explicado el hecho de que en la economía dominicana el ciclo económico precede al tipo de cambio real.

La correlación entre el ciclo económico y la inflación rezagada en un período resultó una de las correlaciones negativas más altas (-0.52)¹³. Esto implica que, en promedio, una alta inflación precedió a períodos de bajo crecimiento en el período analizado. Por otro lado, todas las correlaciones rezagadas del gasto de gobierno también son negativas, por lo que altas tasas de crecimiento del gasto de gobierno también precedieron a períodos de bajo crecimiento.

En el debate económico de la R.D. es recurrente asociar la situación económica del país a la de los Estados Unidos. En ese sentido, se debería esperar que la correlación entre los ciclos económicos de los dos países sea positiva y relativamente alta. Los resultados indican que la correlación contemporánea y 3 de las 4 correlaciones rezagadas tienen el signo correcto. Sin embargo, en la tabla 3.7 se puede observar que las correlaciones entre el ciclo económico de Estados Unidos y el de la R.D. son menores a las de la media de las correlaciones entre el ciclo económico dominicano y las variables macroeconómicas internas.

Todas las correlaciones fueron también realizadas con las variables expresadas en logaritmo natural (y no con el componente cíclico de los diferenciales logarítmicos o de los niveles de las variables) con el objetivo de comprobar la consistencia de los resultados. Estas estimaciones fueron bastante similares a las originales.

¹² Esta dependencia se da, según los autores, debido a que las fluctuaciones en la tasa de cambio nominal no tienen mucho efecto en las variables reales debido a: la forma en que las firmas fijan los precios y a la magnitud del Efecto Riqueza de variaciones en la tasa de cambio.

¹³ Ver Anexo 3.2.

3.3 Análisis de causalidad

Como es bien sabido, el análisis de correlación, y también el de regresión, no indican causalidades. Esto implica que muchas consideraciones normativas (i.e. recomendaciones de política) que pudieran surgir al analizar las relaciones entre variables, podrían estar erradas si sólo se toman en cuenta la magnitud de las relaciones, y se ignora la cadena de causalidad entre ellas.

En este sentido, se realizaron pruebas de Causalidad de Granger¹⁴ para analizar la dirección de la causalidad entre el componente cíclico de las variables y el ciclo económico¹⁵.

Como muestra la tabla 3.8 (al 10% de significancia) solo variables Monetarias (M0, M1R, M2 y TIA) causan a la Granger al ciclo económico. Este resultado indica la gran relevancia del manejo de la política monetaria en la actividad económica de la R.D.

Tabla 3.8 *
Prueba de Causalidad de Granger. Componente de Cíclico de Variables y el Ciclo Económico

Hipótesis Nula	Obs	Estadístico F	Probabilidad	Hipótesis Nula	Obs	Estadístico F	Probabilidad
GGOBC No ==> PIBRC	30	0.92758	0.44322	DESC No ==> PIBRC	30	0.144	0.932
PIBRC No ==> GGOBC	1	1.120	0.362	PIBRC No ==> DESC	30	0.912	0.451
CPRIVC No ==> PIBRC	30	0.560	0.647	PTRC No ==> PIBRC	30	0.316	0.814
PIBRC No ==> CPRIVC	1	0.304	0.822	PIBRC No ==> PTRC	30	1.139	0.354
XC No ==> PIBRC	30	0.074	0.973	TCRC No ==> PIBRC	30	0.605	0.618
PIBRC No ==> XC	1	2.617		PIBRC No ==> TCRC	30	0.763	0.516
MC No ==> PIBRC	30	0.645	0.594	TCC No ==> PIBRC	30	1.316	0.293
PIBRC No ==> MC	1	2.655		PIBRC No ==> TCC	30	2.367	
PIBNC No ==> PIBRC	30	0.453	0.718	TIAC No ==> PIBRC	30	2.698	
PIBRC No ==> PIBNC	1	0.073	0.974	PIBRC No ==> TIAC	30	1.123	0.360
INGTRC No ==> PIBRC	30	0.440	0.727	CPRIVRC No ==> PIBRC	30	2.287	0.104
PIBRC No ==> INGTRC	1	0.605	0.618	PIBRC No ==> CPRIVRC	30	1.201	0.332
M0C No ==> PIBRC	30	2.354		IBIC No ==> PIBRC	30	0.686	0.570
PIBRC No ==> M0C	1	0.345	0.793	PIBRC No ==> IBIC	30	1.899	0.158
M1C No ==> PIBRC	30	0.648	0.592	IBIRC No ==> PIBRC	30	0.57348	0.63819
PIBRC No ==> M1C	1	0.297	0.827	PIBRC No ==> IBIRC	30	0.49165	0.69155
M2C No ==> PIBRC	30	2.688		M1REALC No ==> PIBRC	30	2.67244	
PIBRC No ==> M2C	1	1.517	0.237	PIBRC No ==> M1REALC	30	0.82595	0.49306
INFLC No ==> PIBRC	30	1.519	0.238	PIBEUC No ==> PIBRC	30	0.82342	0.49437
PIBRC No ==> INFLC	1	1.983	0.145	PIBRC No ==> PIBEUC	30	1.31557	0.28343

* Mismas notaciones que tablas anteriores.
Hipótesis Nula: Variables X no causa a la Granger a las variables Y.

¹⁴ Cuando una variable X causa a la Granger a una variable Y, lo que implica es que X tiene poder predictivo sobre o precede en el tiempo a la variable Y. La causalidad puede ser bidireccional. Ver Granger (1969).

¹⁵ Las pruebas fueron realizadas utilizando 3 rezagos de la variable explicativa.

El Anexo 3.2 muestra que las correlaciones rezagadas entre el componente cíclico de M0, M2 y TIA y el ciclo económico son todas negativas, mientras que entre el componente cíclico de M1R y el ciclo son positivas. Al cruzar esta información con el análisis de causalidad, se puede concluir que aumentos en el componente cíclico de M0, M2 y TIA preceden en el tiempo contracciones del ciclo económico dominicano.

Con estos resultados, el efecto de la política monetaria de promover o deprimir la actividad económica es ambiguo. Así, se observa como incrementos en los agregados monetarios nominales tienen efectos negativos en el ciclo, mientras que reducciones en TIA y aumentos en los balances reales (asociados generalmente a una política monetaria expansiva) tienen efectos positivos en el ciclo¹⁶.

Por su parte, el ciclo económico solo causa a la Granger variables del sector externo (TC, X y M). Con ello se reafirma el análisis expuesto en la sección anterior.

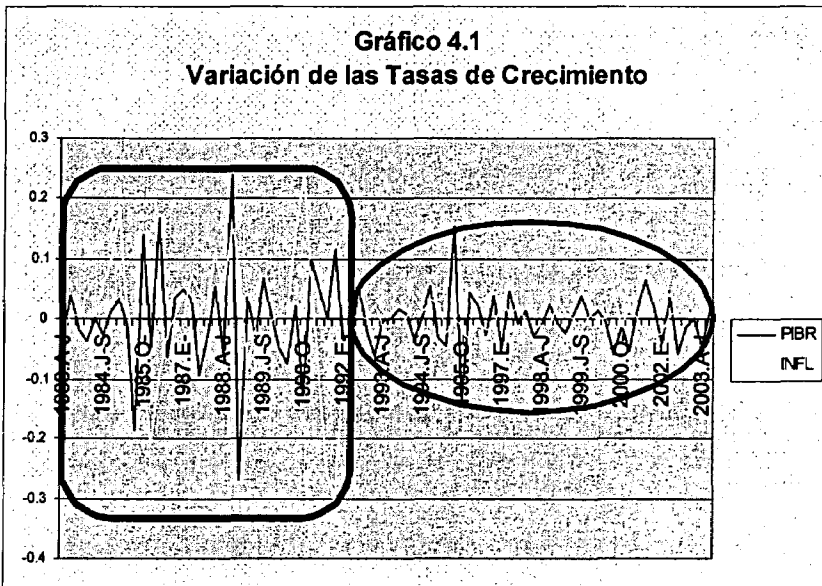
En lo que respecta a la tasa de cambio, tomando en cuenta la correlación negativa entre TCC y el ciclo económico encontrada en la sección anterior, podemos concluir que los recurrentes ataques especulativos ocurridos en la R.D. son causados por las crisis y no lo inverso.

¹⁶ Ver nota 6.

4. Políticas o suerte: análisis de varianza con modelo VAR como instrumento

4.1 Moderación en la volatilidad de series macroeconómicas de la República Dominicana

El gráfico 4.1 muestra la variación con relación al trimestre inmediatamente anterior de la inflación y de la tasa de crecimiento del PIB real en el período Enero-Marzo de 1983/ Julio-Septiembre 2002¹⁷.



¹⁷ Fórmula Gráfico 4.1:
$$\left[\frac{X_{\text{Trim.z,año,t}} - X_{\text{Trim.z,año,t-1}}}{X_{\text{Trim.z,año,t-1}}} \right]_{\text{Trim.z}} - \left[\frac{X_{\text{Trim.z,año,t}} - X_{\text{Trim.z,año,t-1}}}{X_{\text{Trim.z,año,t-1}}} \right]_{\text{Trim.z-1}}$$

Resulta evidente la disminución en esta variación específicamente a partir del primer trimestre del año 1992 (1992:1). Esta caída en la dispersión de la evolución de estas dos variables no ha sido documentada por ningún estudio sobre la economía dominicana del cual el autor tenga conocimiento.

A partir del cuarto trimestre del 2002, la economía dominicana experimentó un proceso de inestabilidad financiera que llevó a un aumento en la tasa de cambio y la inflación, además de un incremento en la volatilidad del gasto gubernamental y los agregados monetarios. Por esta razón, el análisis econométrico de las causas que explican el período de estabilidad macroeconómica tiene una muestra que termina en 2002:3. La disponibilidad de datos condicionó el inicio de la muestra en el año 1983. Para una discusión del rol del sector monetario en los acontecimientos de los noventa y de la crisis que le sucedió, ver Sánchez-Fung (2004).

La tabla 4.1 muestra el comportamiento de las desviaciones estándar (D.E.) antes y después de este cambio de tendencia en PIBR, INFL, GGOB y M1. Las cuatro variables tienen una menor D.E. a partir de 1992:1.

Tabla 4.1
Desviación Estándar

	PIBR	IPC	GGOB	M1
1983:01-2002:3	0.061	0.190	0.215	0.148
1983:01-1991:4	0.077	0.218	0.249	0.132
1992:1-2002:3	0.036	0.030	0.164	0.110

La prueba "Levene" de igualdad de varianzas fue realizada entre los dos sub-períodos. La hipótesis nula de igualdad de varianzas se rechazó (al 10% de significancia) para PIBR, IPC y M1, aunque no para GGOB.

4.2 El modelo

Siguiendo la metodología de Stock y Watson (2002), se presentarán las causas de la disminución en la volatilidad de estas series utilizando un modelo de Vector Autoregresivo de forma reducida (VAR) .

Esta metodología permite analizar si esta caída se debe a una disminución en los choques exógenos o si se debe a un cambio en la dinámica de la economía. En el caso específico del modelo realizado en este trabajo, si se trata de una interacción más estable entre la política monetaria, la política fiscal, los precios y el crecimiento del PIB real.

Este análisis se lleva a cabo cuantificando si la caída en la varianza estimada (en el VAR) a partir del año 1992 se debe a una disminución de los choques exógenos, o sea de los "Impulsos" o residuos de la regresión, o a una caída en la variabilidad de la dinámica de la economía, o sea, de la "Propagación" o los parámetros de rezagos del VAR¹⁸.

La metodología consiste entonces en la estimación de un modelo VAR para dos sub-muestras, 1983:1-1991:4 (los ochenta) y 1992:1-2002:3 (los noventa). Luego se descomponen las varianzas estimadas de cada variable utilizando los "Impulsos" y la "Propagación" de cada submuestra, para de esa forma analizar si choques exógenos (la matriz Varianza-Covarianza de los residuos estimados) o la dinámica de la economía dominicana (dinámica de los parámetros) explican la moderación en las varianzas de cada una de las variables en los años noventa.

¹⁸ Una disminución en la volatilidad de varias series macroeconómicas a partir del año 1984 ha sido documentada para la economía estadounidense por varios autores, i. e., Stock y Watson (2002) y Blanchard y Simon (2001).

El modelo VAR estimado es el siguiente:

$$(1) \quad Y_t = \beta_i + \Omega_i(L)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde, Y_t es el vector de variables analizadas, β_i es el vector de constantes, $\Omega_i(L)$ es el vector de coeficientes estimados, (L) es el operador de rezagos, ε_t es el vector de residuos. El subíndice $i=1,2$ indica las dos submuestras, mientras que el subíndice $t=1,2,3,4$ indica los trimestres.

La varianza de cada variable puede expresarse como:

$$(2) \quad \text{var}(y_k) = \sum_{j=0}^{\infty} \{[I - \beta_i - \Omega_i(L)]^{-1}\}'_k \mu_{ki} \{[I - \beta_i - \Omega_i(L)]^{-1}\}'_k$$

$$(2') \quad \text{var}(y_k) = \sum_{j=0}^{\infty} \Theta_{kij} \mu_{ki} \Theta'_{kij} = \sigma^k_i(\Omega_{ki}, \mu_{ki})$$

donde, y_k son cada una de las k variables, I es la matriz identidad, μ_{ki} es la matriz Varianza-Covarianza de los residuos, $\Theta_{kij} = [I - \beta_i - \Omega_i(L)]^{-1}$. El subíndice j indica el número de rezagos del VAR.

La varianza estimada de y_k puede ser evaluada para los Ω_{ki} y μ_{ki} de las diferentes submuestras, para de esa forma determinar cómo se habría comportado la misma para parámetros de los ochenta con los choques de los noventa y viceversa.

La varianza de la variable k en la submuestra 1 es $s_k(\Omega_{k1}, \mu_{k1})$. La varianza de la variable k si la dinámica de rezagos del VAR hubiera sido la de los ochenta y la matriz Varianza-Covarianza de los errores hubiera sido la de los noventa es $s_k(\Omega_{k1}, \mu_{k2})$. La varianza de la variable k si la dinámica de rezagos del VAR hubiera sido la de los noventa y la matriz Varianza-Covarianza de los errores hubiera sido la de los

ochenta es $s_k(\Omega_{k2}, \mu_{k1})$.

La especificación del modelo estimado es la siguiente:

- Variables: PIBR, INFL, GGOB, M1.

Como en la sección anterior, se utilizaron las tasas de crecimiento del PIB real, del índice de precios al consumidor, del gasto de gobierno y del medio circulante.

- Periodicidad: Trimestral.
- Muestras: 1983:1-1991:4 (los ochenta) y 1992:1-2002:3 (los noventa).
- Forma Funcional¹⁹: Constante y 7 rezagos.

El test de Wald de exclusión de variables e indicadores de bondad de ajuste fueron utilizados como criterio de selección del número de rezagos del modelo.

4.3 Resultados: políticas

Las varianzas estimadas resultantes del modelo VAR se muestran en la tabla 4.2.

Como era de esperarse, las varianzas estimadas de cada una de las variables en los ochenta resultaron mayores a las de los noventa.

Para tres de las cuatro variables, la varianza que hubiera

¹⁹ Las 4 variables del modelo resultaron ser no estacionarias en los niveles y estacionarias en las tasas de crecimiento por lo que, de haber existido al menos una relación de cointegración, el modelo pudo haber sido estimado en forma de corrección de errores. Sin embargo, para la obtención de las varianzas estimadas es preferible trabajar con modelos VAR. Ver Stock y Watson (2002).

ocurrido si la dinámica de los ochenta hubiera estado acompañada con los choques de los noventa ($s_k(\Omega_{k1}, \mu_{k2})$), es mucho mayor que las demás varianzas estimadas. Esto significa que la interacción macroeconómica de la R.D. recogida por el modelo, y no los choques exógenos de los ochenta, explican la alta volatilidad relativa de los precios y el producto en dicho período.

Tabla 4.2
Varianzas Estimadas a partir de modelo VAR

	$s(O_1, \mu_1)$	$s(O_2, \mu_2)$	$s(O_1, \mu_2)$	$s(O_2, \mu_1)$
GGOB	3.18	1.11	2.84	0.54
M1	1.14	0.68	2.58	0.22
INFL	1.56	0.49	5.76	0.07
PIBR	1.89	0.26	6.36	0.09

$s(O_1, \mu_1)$: Varianza estimada del período 1. 1983:1-1991:4

$s(O_2, \mu_2)$: Varianza estimada del período 2. 1992:1-2002:3

$s(O_1, \mu_2)$: Varianza que hubiera ocurrido con la dinámica de los coeficientes del primer período y los residuos del segundo período.

$s(O_2, \mu_1)$: Varianza que hubiera ocurrido con la dinámica de los coeficientes del segundo período y los residuos del primer período.

Las varianzas que hubieran ocurrido si la dinámica de los noventa hubiera estado acompañada con los choques de los ochenta son 0.54, 0.22, 0.07 y 0.09 para GGOB, M1, INFL y PIBR respectivamente. Estos resultados señalan que las varianzas de estas variables en los noventa habrían sido más bajas si la economía hubiera estado expuesta a los choques de los ochenta.

En otras palabras, de haber ocurrido los choques de los ochenta en los noventa, la estabilidad experimentada en los años noventa habría sido aún mayor. Esto implica que un ambiente macroeconómico favorable genera estabilidad económica en la R.D.

Estos reveladores resultados ponen en evidencia que hubo un cambio estructural en el desempeño económico de la R.D. en los noventa y que el mismo no se debió a la buena suerte²⁰.

Las causas de esta disminución en la volatilidad económica de la R.D. deben buscarse entonces en factores internos, en explicar cómo se formó un círculo virtuoso en la interacción dinámica de las decisiones privadas y de política económica que le proporcionó una mayor estabilidad a la economía dominicana.

Las reformas estructurales llevadas a cabo a principio de los noventa, algunas de las cuales fueron promulgadas en el mismo 1992 (por ejemplo la reforma laboral) constituyen la causa más obvia que explica este comportamiento. Estas reformas, además de proporcionar el clima adecuado para políticas monetarias y fiscales menos fluctuantes²¹, al parecer provocaron mejoras en la interacción dinámica de la economía de la R.D.²²

Entre otras medidas, las reformas estructurales fueron:

Apertura externa: tanto comercial como de capitales, lo que produce ganancias en eficiencia, mayores oportunidades de inversión, además de ser un mecanismo de absorción de cualquier choque interno o externo.

²⁰ Este análisis corrobora la conjetura al respecto realizada en el análisis de correlaciones de la sección 3.2.

²¹ Ver tabla 4.1.

²² Ver Guzmán y Lizardo (2004) para un análisis del impacto de las reformas económicas llevadas a cabo en el período 1950-2000 sobre el *crecimiento económico* de la R.D.

Reformas fiscal y laboral: "... el nuevo sistema tributario promovió avances en materia de recaudación, eficiencia, neutralidad y equidad", "El nuevo código (laboral) modernizó la legislación laboral con regulaciones acerca de la formación y funcionamiento de los sindicatos y la puesta en vigencia de los tribunales de trabajo"²³.

Desregulación económica y disminución de políticas de incentivos a sectores específicos: lo que, disminuyendo las distorsiones de políticas antimercado, ayuda al mejor desenvolvimiento de las actividades del sector privado.

Capitalización de empresas públicas: lo que aumenta la eficiencia económica de dichas empresas y de los usuarios de los servicios públicos que ellos proveen.

²³ CEPAL-PUCMM (2001).

5. Conclusiones

El presente trabajo tuvo como objetivo la explicación de las fluctuaciones económicas que ha experimentado la R.D. en el período 1970-2003. En el mismo se documentan los períodos que se alejan de la tendencia seguida por la economía y se explican las causas de este comportamiento.

El trabajo analiza de forma global las fluctuaciones económicas en la R.D. mediante el uso de una batería de herramientas que incluyó un análisis comparativo entre períodos, una discusión del efecto del ciclo político en la actividad económica, pruebas de igualdad de media y varianza, análisis de correlación y de causalidad entre variables, y estimaciones econométricas.

Mediante un análisis de varianzas, estimadas a partir de un modelo VAR, se demostró la existencia de un cambio estructural en la volatilidad de varias series macroeconómicas a partir de las reformas estructurales de los noventa y que esta moderación se debió a una mejor interacción dinámica de la economía dominicana y no a una disminución en los choques exógenos que la afectaron.

En específico, estos resultados señalan que de haber ocurrido los choques de los años ochenta en los noventa, la estabilidad experimentada en los años noventa hubiera sido aún mayor. Esto implica que un ambiente macroeconómico favorable genera estabilidad económica en la R.D.

Quedó demostrado entonces, la existencia de un círculo virtuoso en la interacción dinámica entre las decisiones privadas y la política económica a partir de las reformas estructurales de los noventa, y probablemente debido a éstas.

Otras conclusiones relevantes del estudio son las siguientes:

- La estabilidad de precios y de la moneda, así como un gasto gubernamental relativamente reducido, han sido condiciones necesarias para alcanzar un crecimiento económico por encima del promedio de la muestra analizada.
- Alta importancia relativa de la tasa de cambio en los movimientos de la inflación.
- El ciclo económico se ve influenciado por los acontecimientos políticos.
- Existe una amplia dispersión entre diferentes subperíodos en la evolución de las variables macroeconómicas: el promedio de las tasas de crecimiento de las distintas variables son casi siempre estadísticamente diferentes entre períodos.
- Las políticas monetaria y fiscal, más que choques exógenos, son determinantes en las fluctuaciones del ciclo económico.
- Los recurrentes ataques especulativos a la moneda son causados por el ciclo económico y no lo inverso.
- Altas inflaciones y altas tasas de crecimiento del gasto del gobierno precedieron a períodos de bajo crecimiento.
- Si bien se demostró un impacto importante de la política monetaria en el ciclo económico, su efecto de promover o deprimir la actividad económica resultó ambiguo para la muestra analizada.
- El ciclo económico precede al comportamiento del sector externo.

El estudio del impacto específico de cada una de las reformas económicas de los noventa en la estabilidad y el crecimiento de la economía dominicana, un análisis riguroso del efecto de la política fiscal y monetaria en el ciclo económico, y la descomposición y cuantificación de los choques que afectaron a la economía dominicana a partir del 2003, quedan en la agenda de investigación para trabajos posteriores.

Bibliografía

- Blanchard, O. y Simon, J. (2001), "The Long and Large Decline in U.S. Output Volatility". *Brookings Papers in Economic Activity* 2001:1.
- Camilo, C., Jiménez, H. y Vásquez, H. (2004), "Agregados Monetarios, Tasas de Interés y Tasa de Cambio. Algunas Relaciones". Preparado para el seminario "Monetary Policy - Strategies and Instruments". Deutsche BundesBank - Banco Central de la República Dominicana.
- CEPAL-PUCMM (2001), "Desarrollo Económico y Social en la República Dominicana". Ediciones Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra (PUCMM).
- Devereux, M. y Engel, C. (2002), "Exchange Rate Pass-Through, Exchange Rate Volatility, Exchange Rate Disconnect". National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper 8858.
- Granger, C. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross-Spectral Methods". *Econometrica*, 34.
- Guzmán, R. y Lizardo, M. (2003), "Ingresos, Gastos y Déficits en Años Electorales: La Experiencia Dominicana (1966-1996)". Mimeo.

Guzmán, R. y Lizardo, M. (2004), "Crecimiento Económico, Acumulación de Factores y Productividad en la República Dominicana (1950-2000)". En "Pequeñas Economías, Grandes Desafíos", Banco Interamericano de Desarrollo (BID). Manuel R. Agosin, Roberto Machado y Paulina Nazal, Editores.

Sánchez-Fung, José R. (2004), "Exchange Rates, Monetary Policy and Interest Rates in the Dominican Republic During the 1990's Boom and New Millenium Crisis". Preparado para la conferencia "From Miracle to Crisis to...: Debating the Future of the Dominican Economy" en City University of New York (CUNY).

Stock, J. y Watson M. (1998), "Business Cycle Fluctuations in U.S. Macroeconomic Time Series". National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper 6528.

Stock, J. y Watson M. (2002), "Has the Business Cycle Changed and Why?". National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper 9127.

ANEXOS

ANEXO 3.1

Desviaciones estándar y medias por períodos

	CPRIV	GGOB	IBIN	X	M	PIBR	CPRIVR	IBIR	PIBN	INGT	PTR	M0	M1	M2	M1R	TC	TCR	DES	TIA	INFL
Desv. Est. Muestra	0.105	0.131	0.115	0.231	0.180	0.037	0.055	0.117	0.093	0.147	0.023	0.197	0.142	0.125	0.135	0.162	0.080	0.04	0.08	0.129
Desv. Est. 70's	0.064	0.155	0.107	0.194	0.145	0.033	0.037	0.085	0.059	0.144	0.017	0.107	0.083	0.096	0.079	0.018	0.032	0.03	-	0.034
Desv. Est. 80's	0.106	0.139	0.157	0.259	0.220	0.033	0.058	0.148	0.096	0.163	0.015	0.272	0.145	0.120	0.140	0.205	0.126	0.02	0.04	0.131
Desv. Est. 90's	0.144	0.097	0.093	0.254	0.183	0.043	0.056	0.111	0.123	0.157	0.016	0.126	0.109	0.132	0.157	0.144	0.056	0.03	0.04	0.167
Desv. Est. 00's	0.041	0.120	0.078	0.258	0.182	0.032	0.084	0.087	0.062	0.034	0.006	0.311	0.299	0.176	0.199	0.206	0.064	0.01	0.03	0.142
Desv. Est. 71-75	0.058	0.109	0.102	0.100	0.170	0.031	0.023	0.054	0.041	0.102	0.010	0.134	0.107	0.087	0.108	0.020	0.030	0.04	-	0.043
Desv. Est. 76-80	0.092	0.193	0.080	0.190	0.114	0.021	0.080	0.055	0.066	0.117	0.014	0.067	0.054	0.044	0.074	0.017	0.025	0.04	-	0.036
Desv. Est. 81-85	0.106	0.151	0.131	0.278	0.228	0.027	0.023	0.104	0.093	0.191	0.008	0.192	0.119	0.063	0.051	0.221	0.151	0.02	0.02	0.119
Desv. Est. 86-90	0.115	0.128	0.074	0.261	0.206	0.055	0.079	0.158	0.103	0.109	0.008	0.329	0.099	0.108	0.230	0.231	0.104	0.03	0.07	0.210
Desv. Est. 91-95	0.183	0.101	0.113	0.355	0.250	0.025	0.032	0.111	0.155	0.207	0.011	0.137	0.122	0.188	0.151	0.072	0.077	0.02	0.03	0.040
Desv. Est. 96-00	0.029	0.059	0.074	0.029	0.045	0.004	0.022	0.066	0.017	0.077	0.008	0.044	0.138	0.039	0.154	0.021	0.021	0.01	0.02	0.021
Desv. Est. 01-03	0.029	0.099	0.095	0.313	0.222	0.026	0.087	0.089	0.076	0.041	0.008	0.370	0.275	0.192	0.148	0.229	0.062	0.01	0.03	0.166
Media Muestra	0.173	0.177	0.183	0.209	0.197	0.048	0.040	0.060	0.077	0.177	0.129	0.184	0.179	0.200	0.098	0.098	0.003	0.18	0.21	0.142
Media 70's	0.142	0.111	0.177	0.168	0.160	0.068	0.045	0.098	0.145	0.113	0.136	0.130	0.136	0.150	0.007	0.007	(0.020)	0.16	0.12	0.097
Media 80's	0.208	0.203	0.206	0.237	0.224	0.037	0.054	0.024	0.204	0.217	0.103	0.201	0.213	0.193	0.173	0.173	0.024	0.22	0.18	0.203
Media 90's	0.183	0.203	0.182	0.229	0.220	0.044	0.030	0.087	0.188	0.207	0.139	0.191	0.179	0.234	0.083	0.083	(0.008)	0.18	0.29	0.121
Media 00's	0.134	0.197	0.139	0.182	0.156	0.038	0.025	(0.006)	0.151	0.143	0.153	0.247	0.190	0.247	0.151	0.151	0.029	0.16	0.28	0.148
Media 71-75	0.160	0.164	0.226	0.272	0.206	0.086	0.064	0.153	0.177	0.199	0.147	0.139	0.155	0.207	0.005	0.005	(0.033)	0.16	0.12	0.103
Media 76-80	0.149	0.086	0.127	0.056	0.137	0.051	0.053	0.030	0.126	0.032	0.118	0.117	0.094	0.072	0.013	0.013	(0.003)	0.17	0.12	0.101
Media 81-85	0.165	0.150	0.089	0.219	0.149	0.019	0.015	(0.069)	0.169	0.157	0.090	0.123	0.165	0.148	0.181	0.181	0.058	0.23	0.17	0.177
Media 86-90	0.273	0.232	0.328	0.301	0.314	0.028	0.037	0.093	0.269	0.285	0.116	0.338	0.325	0.290	0.254	0.254	(0.022)	0.21	0.23	0.315
Media 91-95	0.191	0.262	0.162	0.286	0.253	0.041	0.021	0.069	0.198	0.258	0.138	0.192	0.162	0.255	0.040	0.040	(0.004)	0.18	0.31	0.075
Media 96-00	0.135	0.130	0.178	0.127	0.154	0.074	0.075	0.136	0.138	0.150	0.148	0.135	0.107	0.177	0.038	0.038	(0.004)	0.15	0.26	0.066
Media 01-03	0.117	0.242	0.141	0.199	0.148	0.026	0.002	(0.029)	0.152	0.140	0.154	0.284	0.289	0.287	0.194	0.194	0.049	0.16	0.28	0.168

Monetarias: M0, M1, M2, m1 Real (M1R) y Tasa de Interés Activa (TIA)

Fiscales: Ingresos Tributarios (INGT), Presión Tributaria (PTR), Gasto del Gobierno (GGOB)

Actividad Económica, PIB Real (PIBR), PIB Nominal (PIBN),

Consumo Privado Real (CPRIVR), Consumo Privado Nominal (CPRIVN),

Inversión Bruta Interna Real (IBIR), Inversión Bruta Interna Nominal (IBIN) y desempleo (DES)

Precios: Índice de Precios al Consumidor (INFL); Sector Externo: Exportaciones (X), Importaciones (M),

Tipo de Cambio (TC), Tipo de Cambio Real (TCR).

* Todas las variables fueron analizadas en diferenciales logarítmicos excepto DES, TIA y PTR que fueron analizadas en niveles.

ANEXO 3.2

Correlaciones entre componente cíclico de variables y el ciclo económico*

	PIBNC	IBIC	GGOBC	CPRVC	XC	MC	INGTRC	M0C	M1C	M2C	INFLC	DESC	PTRC	TCRC	TIAC
Corr Contemporánea con PIBRC	(0.330)	0.101	(0.175)	(0.342)	(0.132)	(0.107)	(0.132)	(0.337)	(0.305)	(0.254)	(0.497)	(0.400)	0.164	(0.230)	(0.401)
Corr (t-1) con PIBRC	(0.269)	(0.031)	0.124	(0.377)	(0.035)	(0.175)	(0.111)	(0.072)	(0.092)	(0.074)	(0.523)	(0.223)	0.130	(0.218)	(0.489)
Corr (t-2) Con PIBRC	(0.288)	(0.240)	0.336	(0.308)	(0.023)	(0.083)	(0.196)	(0.311)	(0.159)	(0.230)	(0.340)	(0.041)	(0.004)	(0.224)	(0.518)
Corr (t-3) Con PIBRC	(0.214)	(0.336)	0.365	(0.194)	0.049	(0.002)	(0.118)	(0.166)	(0.064)	(0.127)	(0.224)	0.094	0.046	(0.082)	(0.469)
Corr (t-4) Con PIBRC	(0.083)	(0.322)	0.150	(0.018)	0.122	0.094	(0.119)	(0.206)	(0.230)	(0.113)	(0.095)	(0.026)	(0.116)	0.044	(0.172)
Corr (t+1) Con PIBRC	(0.234)	0.026	(0.175)	(0.216)	(0.043)	0.025	(0.208)	(0.093)	(0.218)	(0.263)	(0.048)	(0.186)	(0.091)	(0.048)	0.110
Corr (t+2) Con PIBRC	(0.074)	(0.128)	(0.276)	(0.007)	(0.341)	(0.323)	(0.188)	(0.191)	(0.232)	(0.205)	0.081	0.354	(0.249)	(0.037)	0.312
Corr (t+3) Con PIBRC	(0.011)	(0.186)	(0.318)	0.107	(0.561)	(0.507)	(0.199)	(0.152)	(0.089)	(0.091)	0.109	0.345	(0.349)	0.132	0.157
Corr (t+4) Con PIBRC	0.022	(0.101)	0.034	0.090	(0.286)	(0.206)	(0.083)	0.093	0.056	0.089	(0.048)	0.275	(0.178)	0.390	(0.054)

* Ciclo Económico es definido como el Componente Cíclico del PIBR

El componente Cíclico de todas las variables fue obtenido a partir de la tendencia obtenida mediante el uso del Filtro de Hodrick-Prescott
Correlaciones Contemporánea, con variables rezagadas y adelantadas en N periodos. N = 4.

ANEXO 4.1

Estimación del modelo de vector autorregresivo para análisis de varianzas

PERIODO 1983:1-1991:4

$$\begin{aligned} \text{GGOB1} = & -6.868*\text{GGOB1}(-1) + 1.417*\text{GGOB1}(-2) - 3.585*\text{GGOB1}(-3) + 2.615*\text{GGOB1}(-4) - 6.203*\text{GGOB1}(-5) + 8.524*\text{GGOB1}(-6) - 3.51*\text{GGOB1}(-7) - 21.304*\text{M11}(-1) + 15.083*\text{M11}(-2) + 1.918*\text{M11}(-3) \\ & 7.068*\text{M11}(-4) + 2.118*\text{M11}(-5) + 4.185*\text{M11}(-6) + 7.6433*\text{M11}(-7) + 12.237*\text{INFL1}(-1) - 13.278*\text{INFL1}(-2) + 6.5308*\text{INFL1}(-3) - 1.887*\text{INFL1}(-4) + 3.259*\text{INFL1}(-5) + 9.58*\text{INFL1}(-6) \\ & - 20.930*\text{INFL1}(-7) + 4.1798*\text{PIBR1}(-1) + 13.436*\text{PIBR1}(-2) - 10.074*\text{PIBR1}(-3) + 9.556*\text{PIBR1}(-4) - 3.5909*\text{PIBR1}(-5) - 27.729*\text{PIBR1}(-6) - 13.894*\text{PIBR1}(-7) + 4.184 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{M11} = & 3.376*\text{GGOB1}(-1) - 0.832*\text{GGOB1}(-2) + 1.974*\text{GGOB1}(-3) - 1.594*\text{GGOB1}(-4) + 3.71*\text{GGOB1}(-5) - 4.054*\text{GGOB1}(-6) + 2.032*\text{GGOB1}(-7) + 10.036*\text{M11}(-1) - 6.593*\text{M11}(-2) - 2.482*\text{M11}(-3) \\ & + 3.811*\text{M11}(-4) - 0.747*\text{M11}(-5) - 1.125*\text{M11}(-6) - 4.026*\text{M11}(-7) - 4.892*\text{INFL1}(-1) + 5.463*\text{INFL1}(-2) - 2.420*\text{INFL1}(-3) + 0.003*\text{INFL1}(-4) - 0.038*\text{INFL1}(-5) \\ & - 6.988*\text{INFL1}(-6) + 9.975*\text{INFL1}(-7) - 1.378*\text{PIBR1}(-1) - 6.789*\text{PIBR1}(-2) + 5.218*\text{PIBR1}(-3) - 5.322*\text{PIBR1}(-4) + 0.404*\text{PIBR1}(-5) + 11.306*\text{PIBR1}(-6) + 5.672*\text{PIBR1}(-7) - 1.435 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{INFL1} = & 1.102*\text{GGOB1}(-1) - 0.037*\text{GGOB1}(-2) + 0.6119*\text{GGOB1}(-3) - 0.387*\text{GGOB1}(-4) + 1.1561*\text{GGOB1}(-5) - 1.0134*\text{GGOB1}(-6) + 0.468*\text{GGOB1}(-7) + 1.325*\text{M11}(-1) - 0.416*\text{M11}(-2) \\ & - 3.077*\text{M11}(-3) + 2.348*\text{M11}(-4) - 0.858*\text{M11}(-5) + 0.086*\text{M11}(-6) - 1.963*\text{M11}(-7) + 1.2585*\text{INFL1}(-1) - 1.274*\text{INFL1}(-2) + 1.919*\text{INFL1}(-3) - 2.876*\text{INFL1}(-4) + 2.614*\text{INFL1}(-5) - 4.314*\text{INFL1}(-6) \\ & 4.215*\text{INFL1}(-7) + 0.158*\text{PIBR1}(-1) - 1.394*\text{PIBR1}(-2) + 1.599*\text{PIBR1}(-3) - 1.223*\text{PIBR1}(-4) + 0.396*\text{PIBR1}(-5) + 2.351*\text{PIBR1}(-6) + 1.661*\text{PIBR1}(-7) - 0.015 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{PIBR1} = & 4.054*\text{GGOB1}(-1) - 1.418*\text{GGOB1}(-2) + 2.286*\text{GGOB1}(-3) - 2.171*\text{GGOB1}(-4) + 4.124*\text{GGOB1}(-5) - 5.234*\text{GGOB1}(-6) + 2.759*\text{GGOB1}(-7) + 14.921*\text{M11}(-1) \\ & - 9.636*\text{M11}(-2) - 0.117*\text{M11}(-3) + 3.369*\text{M11}(-4) - 0.208*\text{M11}(-5) - 1.63*\text{M11}(-6) - 4.025*\text{M11}(-7) - 8.89*\text{INFL1}(-1) + 10.154*\text{INFL1}(-2) - 5.641*\text{INFL1}(-3) + 2.992*\text{INFL1}(-4) - \\ & 3.127*\text{INFL1}(-5) - 5.42*\text{INFL1}(-6) + 10.86*\text{INFL1}(-7) - 3.51*\text{PIBR1}(-1) - 9.602*\text{PIBR1}(-2) + 5.906*\text{PIBR1}(-3) - 6.357*\text{PIBR1}(-4) + 2.047*\text{PIBR1}(-5) + 17.006*\text{PIBR1}(-6) + 8.01*\text{PIBR1}(-7) - 3.098 \end{aligned}$$

Matriz Var-Cov de Residuos			
0.0098	-0.0082	-0.0083	-0.0042
-0.0082	0.0068	0.0069	0.0035
-0.0083	0.0069	0.0070	0.0036
-0.0042	0.0035	0.0036	0.0018

ANEXO 4.1. Continuación

Estimación del modelo de vector autorregresivo para análisis de varianzas

PERIODO 1992:1-2002:3

$$\begin{aligned} \text{GGOB2} = & 0.042*\text{GGOB2}(-1) - 0.199*\text{GGOB2}(-2) - 0.079*\text{GGOB2}(-3) - 0.778*\text{GGOB2}(-4) + 0.035*\text{GGOB2}(-5) + 0.089*\text{GGOB2}(-6) + 0.117*\text{GGOB2}(-7) + 2.706*\text{M12}(-1) - 1.286*\text{M12}(-2) - \\ & 1.665*\text{M12}(-3) + 1.918*\text{M12}(-4) - 0.439*\text{M12}(-5) + 0.706*\text{M12}(-6) - 0.994*\text{M12}(-7) - 2.541*\text{INFL2}(-1) - 1.046*\text{INFL2}(-2) - 0.412*\text{INFL2}(-3) + 0.206*\text{INFL2}(-4) - 0.4338*\text{INFL2}(-5) - 0.076*\text{INFL2}(-6) \\ & - 3.3001*\text{INFL2}(-7) - 0.654*\text{PIBR2}(-1) - 1.1287*\text{PIBR2}(-2) + 0.68*\text{PIBR2}(-3) + 1.189*\text{PIBR2}(-4) + 0.055*\text{PIBR2}(-5) - 0.137*\text{PIBR2}(-6) - 0.407*\text{PIBR2}(-7) + 0.784 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{M12} = & -0.284*\text{GGOB2}(-1) - 0.329*\text{GGOB2}(-2) - 0.187*\text{GGOB2}(-3) - 0.541*\text{GGOB2}(-4) - 0.36*\text{GGOB2}(-5) - 0.251*\text{GGOB2}(-6) + 0.546*\text{GGOB2}(-7) + 2.24*\text{M12}(-1) \\ & - 2.201*\text{M12}(-2) + 2.232*\text{M12}(-3) - 2.558*\text{M12}(-4) + 1.646*\text{M12}(-5) + 1.73*\text{M12}(-6) - 2.099*\text{M12}(-7) - 3.544*\text{INFL2}(-1) - 1.902*\text{INFL2}(-2) + 2.718*\text{INFL2}(-3) - 2.867*\text{INFL2}(-4) + 2.566*\text{INFL2}(-5) \\ & - 1.723*\text{INFL2}(-6) - 1.76*\text{INFL2}(-7) - 1.201*\text{PIBR2}(-1) + 0.28*\text{PIBR2}(-2) - 0.139*\text{PIBR2}(-3) - 0.691*\text{PIBR2}(-4) + 1.718*\text{PIBR2}(-5) - 1.678*\text{PIBR2}(-6) - 0.045*\text{PIBR2}(-7) + 0.846 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{INFL2} = & -0.02*\text{GGOB2}(-1) - 0.047*\text{GGOB2}(-2) - 0.085*\text{GGOB2}(-3) - 0.043*\text{GGOB2}(-4) + 0.032*\text{GGOB2}(-5) + 0.123*\text{GGOB2}(-6) + 0.044*\text{GGOB2}(-7) - 0.093*\text{M12}(-1) - 0.075*\text{M12}(-2) + \\ & 0.037*\text{M12}(-3) + 0.23*\text{M12}(-4) + 0.076*\text{M12}(-5) - 0.094*\text{M12}(-6) - 0.217*\text{M12}(-7) - 0.068*\text{INFL2}(-1) + 0.17*\text{INFL2}(-2) + 0.449*\text{INFL2}(-3) - 0.1405*\text{INFL2}(-4) - 0.244*\text{INFL2}(-5) - \\ & 0.296*\text{INFL2}(-6) + 0.1689*\text{INFL2}(-7) + 0.0298*\text{PIBR2}(-1) + 0.0015*\text{PIBR2}(-2) - 0.004*\text{PIBR2}(-3) - 0.027*\text{PIBR2}(-4) - 0.223*\text{PIBR2}(-5) - 0.114*\text{PIBR2}(-6) - 0.087*\text{PIBR2}(-7) + 0.122 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{PIBR2} = & -0.53*\text{GGOB2}(-1) - 0.303*\text{GGOB2}(-2) - 0.2659*\text{GGOB2}(-3) - 0.617*\text{GGOB2}(-4) - 0.734*\text{GGOB2}(-5) - 0.272*\text{GGOB2}(-6) + 0.604*\text{GGOB2}(-7) + 1.092*\text{M12}(-1) - \\ & 1.033*\text{M12}(-2) + 1.573*\text{M12}(-3) - 3.152*\text{M12}(-4) + 3.233*\text{M12}(-5) + 0.9206*\text{M12}(-6) - 2.074*\text{M12}(-7) - 4.721*\text{INFL2}(-1) - 1.262*\text{INFL2}(-2) + 0.1287*\text{INFL2}(-3) - 1.905*\text{INFL2}(-4) + \\ & 3.56*\text{INFL2}(-5) - 3.355*\text{INFL2}(-6) - 2.67*\text{INFL2}(-7) - 1.302*\text{PIBR2}(-1) + 0.638*\text{PIBR2}(-2) - 0.535*\text{PIBR2}(-3) + 0.031*\text{PIBR2}(-4) + 1.503*\text{PIBR2}(-5) - 2.207*\text{PIBR2}(-6) + 0.359*\text{PIBR2}(-7) + 1.223 \end{aligned}$$

Matriz Var-Cov de Residuos

0.0105	-0.0003	-0.0008	-0.0009
-0.0003	0.0004	-0.0001	0.0006
-0.0008	-0.0001	0.0001	-0.0002
-0.0009	0.0006	-0.0002	0.0012

**HISTORIAL DE LOS JURADOS
CONCURSO ANUAL DE ECONOMÍA
BIBLIOTECA "JUAN PABLO DUARTE"**

AÑO 1986 – 1987

Lic. Fernando Pellerano
Lic. Dennis R. Simó
Dr. José Luis Alemán
Lic. Ramón Pérez Minaya
Lic. Héctor Valdez Albizu
Dr. Manuel José Cabral

AÑO 1988

Lic. Julio G. Ortega Tous
Lic. Maritza Amalia Guerrero
Lic. Dennis R. Simó
Lic. Luis Aquiles García Recio
Lic. José Manuel López Valdez

AÑO 1989

Dr. Virgilio Díaz Grullón
Lic. Gladys Santana
Dr. José Luis Alemán
Dr. Andrés Dauhajre, hijo
Dr. Jorge Munguía
Lic. Milady Santana

AÑO 1990

Dr. Virgilio Díaz Grullón
Lic. Dulce Báez Guerrero
Dra. Jacqueline Boin de Serrulle
Lic. Miguel Ceara Hatton
Dr. Gustavo S. Volmar Álvarez
Dr. Jorge Munguía

AÑO 1991

Lic. Héctor Valdez Albizu
Lic. Juan M. Prida Busto
Lic. Miguel Sang Ben
Lic. Héctor Guiliani Cury
Sr. Miguel Guerrero
Dr. Jorge Munguía

AÑO 1992

Dr. Roberto Lamarche
Lic. Juan M. Prida Busto
Lic. Carlos Despradel
Ing. José Israel Cuello
Dr. Frederick Emán-Zadé Gerardino
Lic. Beatriz Yermenos

AÑO 1993

Dr. Roberto Lamarche
Lic. Juan M. Prida Busto
Dr. Edilberto Cabral Ramírez
Dr. José Luis Alemán
Lic. Nelson Peña
Dra. América Bastidas

AÑO 1994

Lic. Opinio Álvarez Betancourt
Lic. Mirtha Medrano Guerrero
Lic. Bernardo Vega
Lic. Julio Llibre
Lic. Héctor Guiliani Cury
Dr. José Luis Alemán
Dr. Roberto Saladín

AÑO 1995

Dr. José Luis Alemán
Dr. Roberto Saladín
Lic. Opinio Álvarez Betancourt
Lic. Andrés Dauhajre, hijo
Lic. Hugo Guiliani Cury
Lic. Bernardo Vega
Lic. José Alfredo Guerrero

AÑO 1996

Lic. Mirtha Medrano Guerrero
Lic. José Alfredo Guerrero
Lic. Gladys Santana
Lic. Opinio Álvarez Betancourt
Lic. Hugo Guiliani Cury
Dr. José Luis Alemán
Dr. Andrés Dauhajre, hijo

AÑO 1997

Lic. Mirtha Medrano Guerrero
Lic. José Alfredo Guerrero
Lic. Gladys Santana
Lic. Opinio Álvarez Betancourt
Lic. Hugo Guiliani Cury
Dr. José Luis Alemán
Dr. Andrés Dauhajre, hijo

AÑO 1998

Lic. Mirtha Medrano de Rojas
Lic. José Alfredo Guerrero
Lic. Gladys Santana
Lic. Opinio Álvarez Betancourt
Lic. Hugo Guliani Cury
Dr. José Luis Alemán
Dr. Dandrés Dauhajre, hijo

AÑO 1999

Lic. José Alfredo Guerrero
Dr. Francisco Pérez Luna
Lic. Gladys Santana
Lic. Opinio Álvarez Betancourt
Lic. Hugo Guliani Cury
Dr. José Luis Alemán, S. J.
Dr. Andrés Dauhajre, hijo

AÑO 2000

Dr. José Luis Alemán, S. J.
Lic. Hugo Guiliani Cury
Lic. Opinio Álvarez Betancourt
Dr. Andrés Dauhajre, hijo
Lic. José Alfredo Guerrero
Dr. Francisco Pérez Luna
Lic. Gladys Santana

AÑO 2001

Dr. José Luis Alemán, S. J.
Lic. Hugo Guiliani Cury
Lic. Opinio Álvarez Betancourt
Dr. Andrés Dauhajre, hijo
Lic. Fernando Pellerano Morilla
Lic. Roberto Liz Castellanos
Lic. Bernardo Vega

AÑO 2002

Dr. José Luis Alemán, S. J.
Dr. Porfirio García
Lic. Opinio Álvarez Betancourt
Dr. Andrés Dauhajre, hijo
Lic. Fernando Pellerano Morilla
Lic. Roberto Liz Castellanos
Dr. Pedro Silverio

AÑO 2003

Dr. José Luis Alemán, S. J.
Lic. Opinio Álvarez Betancourt
Dr. Julio Andújar
Dr. Miguel Ceara Hatton
Dr. Porfirio García
Lic. Peter A. Prazmowski

AÑO 2004

Dr. José Luis Alemán, S. J.
Lic. Opinio Álvarez Betancourt
Dr. Julio Andújar
Dr. Miguel Ceara Hatton
Dr. Porfirio García
Lic. Peter A. Prazmowski
Dra. Amelia Santos

COLECCIÓN DEL BANCO CENTRAL DE LA
REPÚBLICA DOMINICANA

SERIE ARTE Y LITERATURA

Arte taíno (3ra. reimpresión).

Onorio Montás, Pedro José Borrell y Frank Moya Pons

Los tesoros artísticos del Banco Central: (Catálogo) (Agotada).

Departamento Cultural

Banco Central de la República Dominicana.

La aventura interior (Agotada).

José Alcántara Almánzar

Las metamorfosis de Makandal (1ra. Ed., 1998, 2da. Ed. 1999).

Manuel Rueda

Cuaderno de la infancia (Agotada).

Máximo Avilés Blonda

Imágenes del dominicano.

Manuel Rueda

En la luz de la noche.

Juan Manuel Prida Busto

Arquímedes y el Jefe y otros cuentos de la Era (Agotada).

Armando Almánzar R.

Xavier Amiama, pintor de la noche de Haití.

Octavio Amiama Castro

La noche de Jonsok.
Diógenes Valdez

Luz encarcelada.
Luis Manuel Piantini Munnigh

Testimonios de un director de orquesta.
Julio de Windt.

Narraciones de vuelta al mundo.
Jacinto Gimbernard

Por los lugares del recuerdo.
Dulce Macarrulla

En torno a la música: guía para la apreciación musical.
Aída Bonnelly de Díaz

Ensayos sobre música.
Rafael Villanueva

El amor todos los días.
Ida Hernández Caamaño

Huellas del errante.
Fidel Munnigh

Diccionario de refranes.
Margarita Vallejo de Paredes y Alexandra Paredes de Fernández

Crónicas elementales.
R. A. Font Bernard

La hiedra interior.
Luis Toirac

Cálamo corriente: ensayos sobre cultura, literatura y arte.

León David

Sombreros para un viajero : antología de ensayos sobre cultura y literatura.

Miguel Reyes Sánchez

La palabra en su asiento : análisis poético.

José Enrique García

Pedro Henríquez Ureña : antología mínima.

Prólogo, selección y apéndices de José Alcántara Almánzar

Otras miradas : obras de arte del Banco

Central de la República Dominicana.

Marianne de Tolentino

Agenda de fin de siglo.

José del Castillo

Realidad y leyenda: cuentos, poemas

y otros escritos.

Fredy Miller Otero

Jeannette Miller (Editora)

Mi primer museo.

Marianne de Tolentino

SERIE BIBLIOGRAFÍA

Bibliografía económica dominicana 1947-1987.

Departamento Cultural

Banco Central de la República Dominicana

Bibliografía económica dominicana 1978-1982.
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

Bibliografía económica dominicana 1983-1986.
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

Bibliografía económica dominicana 1988-1996.
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

Bibliografía económica dominicana 1997-1998.
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

Bibliografía económica dominicana 1999-2000.
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

Bibliografía económica dominicana 2001-2002.
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

SERIE CIENCIAS SOCIALES

La independencia nacional: su proceso.
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

Presencia de la cultura precolombina en el arte caribeño contemporáneo.
Mildred Canahuate (Editora)

*Una interpretación de la política monetaria y bancaria dominicana
1984-1999.*
José Luis Alemán

Cultura y patología.

Mariano Lebrón Saviñón

Culturas aborígenes del Caribe.

Federación Internacional de Sociedades Científicas (Editores)

Antropología portátil.

Marcio Veloz Maggiolo

Los trabajadores del capitalismo exportador: mercado de trabajo, economía exportadora y sustitución de importaciones en la República Dominicana, 1950-1980.

Wilfredo Lozano

La Misericordia y sus contornos 1844-1916.

Francisco Veloz Molina

Rebeldes y marginados : ensayos históricos.

Carlos Esteban Deive

12 ensayos de futuro sobre economía y sociedad.

Arlette Pichardo Muñiz

Cultura indígena y educación natural.

Lilliana García de Brens

Ensayos sobre macroeconomía en la República Dominicana y países en vía de desarrollo.

Peter A. Prazmowski, José R. Sánchez-Fung, Amelia U. Santos Paulino (Editores)

Essays on Macroeconomics in the Dominican Republic and Developing Countries.

Peter A. Prazmowski, José R. Sánchez-Fung, Amelia U. Santos Paulino (Editores)

SERIE CUENTOS VIRGILIO DÍAZ GRULLÓN

Vendimia Primera: Concurso de Cuentos Virgilio Díaz Grullón 2001.
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

Vendimia Segunda: Concurso de Cuentos Virgilio Díaz Grullón 2002.
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

SERIE FILATELIA Y NUMISMÁTICA

Catálogo del Museo Numismático.
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

Emisiones postales dominicanas 1865-1965.
Danilo A. Mueses

*El correo en Santo Domingo : historia documentada
(Reimpresión).*
Oscar E. Ravelo A.

*La moneda provincial de la Isla Española
(Reimpresión).*
Fray Cipriano de Utrera

Introducción a la numismática.
Avelino Álvarez Rey

Catálogo de la Sala Filatélica.
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

Billetes dominicanos 1947-2002.

Departamento Cultural

Banco Central de la República Dominicana

Catálogo del Museo Numismático.

Departamento Cultural

Banco Central de la República Dominicana

SERIE FOLLETOS

Historia de la moneda: origen y evolución.

Juan Manuel Prida Busto

SERIE NUEVA LITERATURA ECONÓMICA

Nueva literatura económica dominicana: premios del Concurso Biblioteca "Juan Pablo Duarte" 1996.

Departamento Cultural

Banco Central de la República Dominicana

Nueva literatura económica dominicana: premios del Concurso Biblioteca "Juan Pablo Duarte" 1998.

Departamento Cultural

Banco Central de la República Dominicana

Nueva literatura económica dominicana: premios del Concurso Biblioteca "Juan Pablo Duarte" 1999.

Departamento Cultural

Banco Central de la República Dominicana

Nueva literatura económica dominicana: premios del Concurso Biblioteca "Juan Pablo Duarte" 2000.

Departamento Cultural

Banco Central de la República Dominicana

*Nueva literatura económica dominicana: premios del
Concurso Biblioteca "Juan Pablo Duarte" 2001.*
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

*Nueva literatura económica dominicana: premios del
Concurso Biblioteca "Juan Pablo Duarte" 2002.*
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

*Nueva literatura económica dominicana: premios del
Concurso Biblioteca "Juan Pablo Duarte" 2003.*
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

SERIE OBRAS PREMIADAS

*Obras premiadas. Primer Concurso de Arte y Literatura Bancentral
1995.*
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

*Obras premiadas. Segundo Concurso de Arte y Literatura Bancentral
1996.*
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

*Obras premiadas. Tercer Concurso de Arte y Literatura Bancentral
1997.*
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

*Obras premiadas. Cuarto Concurso de Arte y Literatura Bancentral
1998.*
Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

Obras premiadas. Quinto Concurso de Arte y Literatura Bancentral 1999.

Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

Obras premiadas. Sexto Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2000.

Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

Obras premiadas. Séptimo Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2001.

Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

Obras premiadas. Octavo Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2002.

Departamento Cultural
Banco Central de la República Dominicana

Esta primera edición de quinientos cincuenta (550) ejemplares de *Nueva literatura económica dominicana. Premios del concurso Biblioteca "Juan Pablo Duarte" 2004*. Se terminó de imprimir en la Subdirección de Impresos y Publicaciones del Departamento Administrativo del Banco Central de la República Dominicana, en el mes de octubre del 2005.