

CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y DOCENCIA ECONÓMICAS, A.C.



**“LOS CICLOS ECONÓMICOS EN MÉXICO: TENDENCIAS
ESTOCÁSTICAS, COINTEGRACIÓN Y MECANISMOS DE
CORRECCIÓN DE ERROR”**

TESINA

**QUE PARA OBTENER EL GRADO DE
MAESTRO EN ECONOMÍA**

PRESENTA

JORGE ANTONIO BARRIO VEGA

DIRECTOR DE LA TESINA: RODOLFO CERMEÑO BAZÁN (Ph. D.)

MÉXICO, D.F., NOVIEMBRE DE 2005

Resumen

En este trabajo se analiza la dinámica de corto plazo o ciclo de la economía mexicana. El análisis se realiza modelando las fuentes de las fluctuaciones de 13 variables macroeconómicas con un modelo de corrección de error sujeto a restricciones de cointegración, también llamado *ECM* en el caso uniecuacional y *VECM* en el caso multiecuacional. Se pone especial énfasis en las fluctuaciones del PIB real de México. Después de una caracterización previa de las series mediante gráficas, correlaciones y volatilidades, se realiza el análisis econométrico, en donde se concluye que las series consideradas comparten una tendencia estocástica común, por lo que la economía mexicana converge a un equilibrio en el largo plazo. Una vez determinada la convergencia al equilibrio, se modela y cuantifica el ciclo económico utilizando los modelos *ECM* y *VECM*, se analizan las interdependencias entre las diferentes variables macroeconómicas además de los mecanismos de corrección de error, y se infieren algunas recomendaciones generales para las políticas públicas.

Contenido

1. Introducción	5
2. Teorías del ciclo económico	8
2.1 Impulsos y mecanismos del ciclo económico	9
2.2 Teorías del ciclo económico basadas en la demanda agregada	11
2.3 Teoría de los ciclos económicos reales	19
3. Literatura empírica precedente	25
4. Análisis descriptivo	31
4.1 Análisis gráfico	32
4.2 Análisis de correlaciones	46
4.3 Análisis de volatilidades	50
5. Análisis econométrico	55
5.1 Orden de integración de las series	55
5.1.1 Pruebas para tres raíces unitarias	60
5.1.2 Pruebas para dos raíces unitarias	73
5.1.3 Pruebas para una raíz unitaria	84
5.2 Pruebas de cointegración	96
5.2.1 Prueba de cointegración de Engle y Granger	98
5.2.2 Prueba de cointegración de Johansen	105
5.3 Modelo de corrección de error y determinación del ciclo económico	115
5.3.1 <i>ECM</i> asociado al modelo uniecuacional	116

5.3.2 <i>VECM</i> asociado al modelo multiecuacional	120
5.4 Resultados e inferencia	130
6. Conclusiones	138
7. Referencias	143
8. Apéndice	150
8.1 Los datos	150

1. Introducción

Durante los últimos años, la procuración de la estabilidad de la economía ha sido el objetivo central de las políticas públicas en México. La dinámica de corto plazo o ciclo de las variables económicas, juega un papel fundamental en este tipo de estabilidad.

Si bien, la teoría económica indica que las fluctuaciones del PIB real son causadas tanto por variables que afectan a la demanda agregada como por aquellas que afectan la oferta agregada llamadas en este último caso variables reales, resulta oportuno hacer un análisis para determinar si existe alguna relación entre ese tipo de variables, con la dinámica de corto plazo o fluctuación del producto para el caso de México.

La importancia del análisis radica en las consecuencias que para el bienestar social tienen dichas fluctuaciones, por lo que será conveniente evaluar las causas de ellas para determinar la adecuada toma de decisiones de políticas públicas, que permitan impulsar aquellas variables que afectan el ciclo de manera positiva y reprimir aquellas variables que afectan el ciclo de manera negativa.

Este trabajo busca determinar cuál ha sido la relación que han guardado las fluctuaciones del PIB real de México con respecto a la fluctuación de otras variables económicas de gran relevancia tales como el consumo privado, la inversión, el gasto público, las exportaciones, las importaciones, la oferta monetaria, la tasa de inflación, la tasa de interés doméstica. Todas ellas tienen que ver con política monetaria o con política fiscal, por lo que son variables que afectan la demanda agregada. También se analiza dicha

relación con respecto a fluctuaciones de variables reales o aquellas que afectan la oferta agregada, siendo la más representativa el residual de Solow, el cual es un parámetro que la literatura indica como una aproximación de la productividad o del nivel tecnológico de una economía. Por último, también se consideran variables externas tales como el PIB real de U.S.A., tipo de cambio real y tasa de interés de U.S.A., ya que al ser México una economía pequeña y abierta, está sujeta a la evolución de variables internacionales.

El trabajo comienza analizando de manera descriptiva dichas relaciones, utilizando una visualización gráfica, además del cálculo de correlaciones y volatilidades. Este análisis permite determinar en primera instancia, la relación entre la fluctuación del PIB real de México con las fluctuaciones de las variables enunciadas.

Posteriormente se realiza el análisis formal, en donde se utilizan técnicas econométricas de vanguardia que permiten determinar la relación tanto de largo plazo entre las variables enunciadas, como la relación de corto plazo entre las mismas. Se comienza formando un modelo en el cual se evalúa en primera instancia la estacionariedad de las series, y posteriormente se determina la posible cointegración o relación de largo plazo de las variables. Una vez determinada tal cointegración, se estima el modelo utilizando la técnica de vectores autoregresivos, en especial un vector autoregresivo con término de corrección de error, el cual permite determinar la dinámica de corto plazo entre las variables. El interés principal del trabajo radica en la relación de corto plazo, por lo que aunque las técnicas empleadas permiten obtener parámetros que cuantifican la relación de largo plazo, se hace abstracción de tales resultados concentrándose por consecuencia en la cuantificación de la dinámica de corto plazo o ciclo de las variables.

El trabajo se encuentra organizado de la siguiente manera: la sección 2 presenta las consideraciones teóricas de la relación de las fluctuaciones del PIB real con las fluctuaciones de otras variables, mediante una revisión de la literatura de los ciclos económicos. En la sección 3 se presenta una revisión de la literatura empírica precedente o relacionada. La sección 4 presenta los resultados del análisis descriptivo, así como los cálculos correspondientes a las correlaciones y volatilidades. En la sección 5 se presenta el marco analítico del trabajo, el cual incluye el análisis econométrico de la dinámica de corto y largo plazo de las variables, así como los resultados que se obtienen. La sección 6 incluye las conclusiones finales, y en la sección 7 se enuncian las referencias. El trabajo concluye con un apéndice en donde se indica la fuente de obtención de los datos, así como la manera de calcular las series empleadas en el trabajo, además de unas tablas que incluyen los datos correspondientes a cada serie.

2. Teorías del ciclo económico

Las condiciones económicas nunca permanecen inmóviles. Una época de prosperidad puede ir seguida de un periodo de pánico o de una crisis. Las expansiones económicas dejan paso a recesiones. Disminuyen el PIB y el empleo; descienden la inflación y los beneficios, y los individuos pierden su trabajo. Finalmente se toca fondo y comienza la recuperación. Ésta puede ser lenta o rápida; incompleta o tan fuerte que de lugar a una nueva expansión. La prosperidad puede significar un prolongado y duradero nivel de activa demanda, abundante empleo y mayor nivel de vida; puede caracterizarse por una rápida y fulgurante subida inflacionista de los precios y especulación, seguida de otra depresión.

Las fluctuaciones ascendentes y descendentes de la producción, los precios, las tasas de interés y el empleo constituyen el ciclo económico que ha caracterizado a las economías de mercado durante los dos últimos siglos, desde que la sociedad precomercial y autosuficiente comenzó a ser sustituida por una economía monetaria compleja e interdependiente.

Las fluctuaciones económicas plantean un problema recurrente tanto a los economistas como a los responsables de la política económica. Las recesiones -los periodos en los que disminuye el PIB real y aumenta el desempleo- son frecuentes. Durante las recesiones, no sólo hay más desempleados sino que, además, los ocupados trabajan menos horas a la semana, ya que aumenta el número de trabajadores que tienen que aceptar un empleo a tiempo parcial y disminuye el número de trabajadores que tienen la oportunidad

de realizar horas extraordinarias. Cuando terminan las recesiones y la economía entra en una expansión, estos efectos actúan a la inversa: aumentan los ingresos, disminuye el desempleo y se alarga la semana laboral.

2.1 Impulsos y mecanismos del ciclo económico

El ciclo económico es un movimiento irregular, y no repetitivo, de alguna variable que hace que la actividad económica fluctúe alrededor de una tendencia generalmente ascendente (Parkin, et. al. 2001). Dado que no hay una explicación simple del ciclo económico, como tampoco existe una forma de pronosticar las fluctuaciones, es necesario considerar un conjunto de teorías que ayudan a comprender sus causas.

El ciclo es un fenómeno impulsado por fuerzas internas (de acuerdo a la misma estructura del sistema) o externas (de las que el sistema no tiene ningún control). Las distintas teorías destacan diferentes fuerzas externas e internas, así como diferentes mecanismos de ciclo. El aspecto en el que las diferentes teorías de ciclo económico coinciden, es la explicación del papel central que desempeñan la inversión y la acumulación de capital. Cualesquiera que sean los choques que golpean a la economía, todos golpean a una variable crucial: la inversión. Una recesión comienza cuando se desacelera la inversión en capital nuevo, en tanto que una expansión comienza cuando la inversión se acelera.

En una expansión, la inversión y el acervo de capital crecen rápidamente. Un crecimiento acelerado del capital significa que la cantidad de capital por hora de trabajo

crece; así, equipado con más capital, el trabajo se vuelve más productivo. Sin embargo, empieza a funcionar la ley de los rendimientos decrecientes¹ lo que ocasiona una caída de la tasa de beneficio, y con una tasa de beneficio más baja, se debilita el incentivo para invertir. Como resultado, a la postre la inversión cae, y cuando ésta cae en una cantidad grande, empieza una recesión.

En la recesión, la inversión es baja y el acervo de capital crece lentamente. En una recesión profunda, el acervo de capital puede, de hecho, disminuir. El lento crecimiento del capital (o incluso un acervo de capital decreciente) significa que la cantidad de capital por unidad de trabajo está bajando. Con una cantidad baja de capital por unidad de trabajo, los negocios empiezan a ver oportunidades de inversión rentable y el ritmo de la inversión a la larga mejora. Al hacerlo, la recesión se convierte en una expansión.

La inversión y el capital son una parte crucial del mecanismo del ciclo económico, pero son sólo una parte. Para estudiar ese mecanismo más ampliamente se emplea un modelo teórico denominado oferta agregada – demanda agregada (OA-DA)². Si bien las teorías de ciclo económico no concuerdan en el tipo de impulso inicial ni en el mecanismo del ciclo, todas pueden interpretarse como si hicieran supuestos acerca de los factores que

¹ La ley de los rendimientos decrecientes afirma que cuando aumenta el capital, si la cantidad de trabajo permanece constante, la ganancia de productividad que se obtiene por las unidades adicionales de capital tiende a disminuir.

² La demanda agregada (DA) es la relación entre la cantidad demandada de producción y el nivel agregado de precios. Su curva muestra las combinaciones del nivel de precios y el nivel de producción con las que los mercados de bienes y de dinero se encuentran simultáneamente en equilibrio. La oferta agregada (OA) es la relación entre la cantidad de bienes y servicios ofrecidos y el nivel de precios. Las curvas de demanda y oferta agregadas determinan conjuntamente el nivel de precios y la cantidad de producción de la Economía. Para detalles se recomienda consultar el capítulo correspondiente en los siguientes libros: Parkin et. al. (2001), Samuelson et. al. (1993), Romer (2002), Mankiw (2000) y Dornbusch et. al. (2002).

hacen fluctuar a la oferta o a la demanda agregada. Los impulsos del ciclo económico pueden afectar el lado de la oferta, el lado de la demanda o ambas. En este marco entonces, las teorías del ciclo económico se pueden clasificar ya sea por teorías de la demanda agregada o por teorías de los ciclos económicos reales.

2.2 Teorías del ciclo económico basadas en la demanda agregada

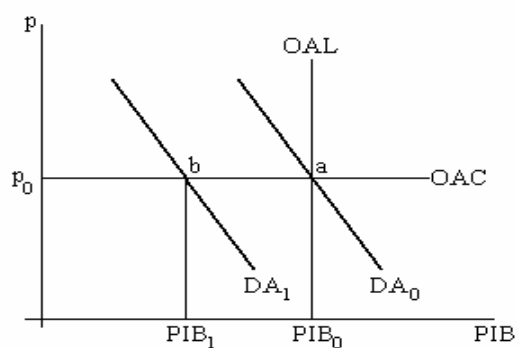
La mayoría de los economistas creen que las fluctuaciones a corto plazo de la producción y del empleo se producen porque los salarios y los precios tardan en ajustarse a los cambios de la situación económica³. Esta rigidez hace que la curva de oferta agregada a corto plazo sea inclinada en lugar de vertical. Como consecuencia, las fluctuaciones de la demanda agregada hacen que la producción y el empleo fluctúen a corto plazo. Dos trabajos que ilustran lo anterior son: Solow y Stiglitz (1968), Rotemberg y Woodford (1999).

Hay tres tipos propuestos de teorías del ciclo económico basadas en la demanda agregada: teoría keynesiana, teoría monetarista y teorías basadas en expectativas racionales.

³ En macroeconomía se dice que la diferencia entre el corto plazo y el largo plazo se halla en la conducta de los precios. A largo plazo, los precios son flexibles y pueden responder a las variaciones de la oferta o de la demanda. A corto plazo, muchos precios están fijos en un nivel predeterminado. Un modelo de fluctuaciones económicas debe tener en cuenta esta rigidez de los precios a corto plazo. Dado que los precios no se ajustan de manera inmediata y total, significa que a corto plazo, la producción y el empleo deben realizar parte del ajuste. En otras palabras, durante el horizonte temporal en el que los precios son rígidos, ya no se cumple la dicotomía clásica: las variables nominales sí pueden influir en las variables reales y la economía puede alejarse del equilibrio que predice el modelo clásico.

Teoría keynesiana

Esta teoría considera la volatilidad de las expectativas como la causa principal de las fluctuaciones económicas. El impulso son las expectativas sobre las ventas y los beneficios futuros esperados. Un cambio en esas expectativas afecta la demanda de capital y, por ende, el nivel de inversión. La teoría keynesiana considera que un cambio en la inversión es provocado por un cambio en los *espíritus animales*⁴. En las gráficas 2.2.1 y 2.2.2, se explican los procesos de recesión y expansión keynesiana respectivamente.



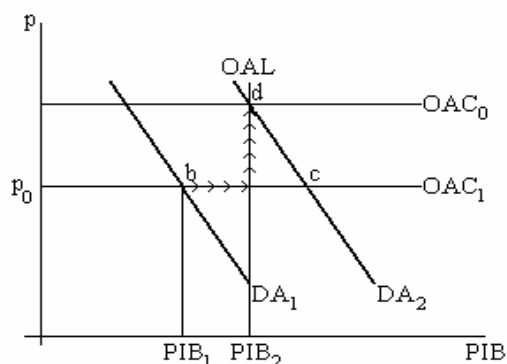
Gráfica 2.2.1

En la gráfica 2.2.1 la economía inicia en el punto 'a' en la intersección de las curvas oferta agregada a largo plazo (OAL) y oferta agregada a corto plazo (OAC)⁵ y de demanda agregada (DA). La recesión inicia cuando una caída en los espíritus animales disminuye la inversión, lo que implica una disminución de la demanda agregada debido al efecto multiplicador que el cambio de la inversión tiene sobre el nivel del gasto agregado, el PIB real y el ingreso disponible. El cambio en el ingreso disponible cambia el gasto de

⁴ Para destacar la volatilidad y la diversidad de causas posibles en los cambios de las ventas y de los beneficios esperados, Keynes describe a las expectativas como espíritus animales. Ello significa que debido a la imposibilidad de pronosticar cambios de estas variables, es racional formarse una opinión de ellos con base en rumores, cálculos esperados, intuición e instinto.

⁵ Este mecanismo supone que la oferta agregada de corto plazo es horizontal debido a otro supuesto fundamental en la teoría keynesiana que son los salarios inflexibles.

consumo, por lo que la demanda agregada cambia en un múltiplo del cambio inicial de la inversión. Así, (DA) se desplaza a la izquierda. Con salarios nominales inflexibles, el PIB real disminuye y el nivel de precios no cambia. La economía llega al punto b.



Gráfica 2.2.2

En la gráfica 2.2.2 la economía inicia en el punto 'b'. Una expansión comienza cuando un cambio en los espíritus animales implica un aumento en la inversión. Debido al efecto multiplicador de la inversión sobre el nivel de gasto agregado, la demanda se desplaza a la derecha, asumiendo salarios nominales inflexibles, el PIB aumenta a PIB_2 . Pero la economía no llega a 'c' debido a que una vez que el PIB real excede al PIB potencial, lo cual implicaría que el desempleo cae por debajo de la tasa natural, la tasa de salario nominal empieza a subir y la curva OAC empieza a desplazarse hacia arriba a OAC_1 . Al subir la tasa de salario nominal, el nivel de precios también sube y el crecimiento del PIB real disminuye. Así, la economía sigue una trayectoria como la mostrada por las flechas que conectan al punto "b", el equilibrio inicial, con el punto 'd', el equilibrio final.

Teoría monetarista

El supuesto principal de esta teoría, lo que da también su nombre, es que el impulso del ciclo es la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero. Una aceleración del crecimiento de la cantidad de dinero causa una expansión y una desaceleración ocasiona una recesión. Lo que provoca los cambios en la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero son las acciones de la política monetaria del banco central. Entre los trabajos empíricos a este respecto se pueden destacar⁶: Andersen y Jordan (1968), Friedman y Schwartz (1963), Kareken y Solow (1963), Romer y Romer (1989), Goldfeld (1976), King y Plosser (1984).

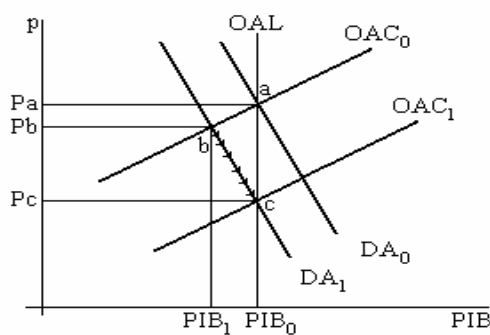
Una vez que el banco central ha cambiado la tasa de crecimiento monetario, empieza a operar un mecanismo del ciclo económico que afecta primero a la demanda agregada. Cuando aumenta la tasa de crecimiento monetario, la cantidad de dinero real en la economía aumenta, las tasas de interés caen y los saldos monetarios reales aumentan. También aumenta el tipo de cambio, y la moneda doméstica pierde valor en el mercado de divisas. Estos efectos iniciales del mercado financiero empiezan a desbordarse hacia otros mercados. La demanda de inversión y de exportaciones aumenta y los consumidores gastan más en bienes duraderos. Estos cambios iniciales del gasto tienen un efecto multiplicador, similar al de la inversión en la teoría keynesiana. A través de estos mecanismos, una aceleración del crecimiento monetario desplaza la curva de demanda agregada hacia la derecha y ocasiona una expansión de la economía. De manera similar, una desaceleración

⁶ Otras referencias incluyen a Sims (1992); Bernanke y Mihov (1998); Christiano, Eichenbaum y Evans (1996); Cochrane (1998) y Barth y Ramey (2000). En todos estos trabajos se analiza el contexto de la política monetaria desde un punto de vista de vectores autoregresivos (VAR's) y los resultados son, en general, coherentes con la evidencia empírica mostrada por las referencias arriba enunciadas.

del crecimiento monetario desplaza la curva de demanda agregada hacia la izquierda, lo que ocasiona una recesión.

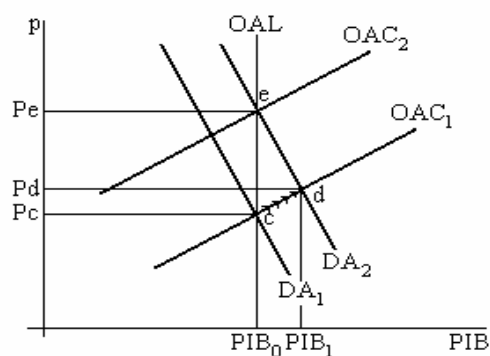
A continuación, viene una respuesta de la oferta agregada frente al cambio de la demanda agregada. Dado que la curva de oferta agregada de corto plazo tiene pendiente positiva, las oscilaciones de la demanda agregada se traducen en oscilaciones del PIB real y del nivel de precios. Pero los monetaristas creen que las desviaciones del PIB real de su nivel de pleno empleo son temporales en ambas direcciones, además, la tasa de salario nominal es solamente inflexible en forma temporal.

Así, en una recesión monetaria la curva DA se desplaza hacia la izquierda de DA a DA₁. Con salarios nominales inflexibles, el PIB real disminuye y el nivel de precios cae conforme la economía se mueve del punto “a” al punto “b” en la gráfica 2.2.3. Con un excedente de trabajo, la tasa de salario nominal cae y la curva OAC se desplaza hacia la derecha a OAC₁. El nivel de precios cae aún más y el PIB real regresa al PIB potencial en el punto “c”.



Gráfica 2.2.3

En la gráfica 2.2.4 se muestra el proceso de expansión monetaria. Partiendo del punto “c” una expansión comienza cuando un aumento del crecimiento monetario aumenta la demanda agregada y desplaza su curva correspondiente a DA_2 . Con salarios nominales inflexibles, el PIB real sube, el nivel de precios sube y la economía se mueve al punto “d”. Con una escasez de trabajo, la tasa de salario nominal sube y la curva de OAC se desplaza hacia OAC_2 . El nivel de precios sube y el PIB real disminuye a su nivel potencial a medida que la economía se dirige al punto “e”.



Gráfica 2.2.4

Teorías basadas en expectativas racionales⁷

Las teorías basadas en expectativas racionales del ciclo económico son teorías basadas en el punto de vista de que los salarios nominales se determinan por una expectativa racional del nivel de precios. Se han propuesto dos teorías diferentes del ciclo económico basadas en las expectativas racionales: la nueva teoría clásica del ciclo económico y la teoría nekeynesiana del ciclo económico. Uno de los primeros trabajos sobre la nueva teoría clásica del ciclo económico es Lucas (1972). Los primeros trabajos

⁷ En macroeconomía se dice que una expectativa es racional cuando se hace uso óptimamente de toda la información disponible para predecir la variación de una variable macroeconómica.

sobre la teoría nekeynesiana del ciclo económico incluyen a Mankiw (1985), Akerlof y Yellen (1985), Rotemberg (1982), Phelps y Taylor (1977) y Blanchard y Kiyotaki (1987)⁸. Ambas consideran a las fluctuaciones no anticipadas de la demanda agregada como la causa principal de las fluctuaciones en el PIB, la diferencia principal es que la segunda teoría deja espacio para las fluctuaciones de la demanda anticipadas, lo que no ocurre con la primera.

Así, el impulso que distingue a las teorías basadas en expectativas racionales de las otras teorías de demanda agregada del ciclo económico es el cambio no anticipado de la demanda agregada. Un aumento de la demanda agregada mayor que lo anticipado ocasiona una expansión, en tanto que un aumento de la demanda agregada menor que lo anticipado ocasiona una recesión. Para esta teoría hay varios factores que influyen en la demanda agregada de manera no anticipada, lo que ocasiona cambios en el PIB real, por ejemplo, la política fiscal, la política monetaria y los aspectos de la economía mundial que afectan las exportaciones.

Siguiendo la nueva teoría clásica, cuando disminuye la demanda agregada, si la tasa de salario nominal no cambia, el PIB real y el nivel de precios disminuyen. La caída del nivel de precios aumenta la tasa de salario real, el empleo disminuye y el desempleo aumenta. Estos sucesos ocurren sólo si la disminución de la demanda agregada no se anticipa. Si la disminución de la demanda agregada sí se anticipa, los agentes económicos esperan que el nivel de precios caiga y tanto empresas como trabajadores acordarán una

⁸ Un trabajo posterior es Basu (1995).

tasa de salario nominal menor. Al hacerlo, pueden impedir que el salario real suba y así evitan que la tasa de desempleo aumente. De manera similar, si empresas y trabajadores anticipan un aumento de la demanda agregada, también esperan que el nivel de precios suba y, por tanto, pueden acordar una tasa de salario nominal más alta. Al hacerlo, impiden que la tasa de salario real caiga y de esta manera evitan que la tasa de desempleo caiga por debajo de su tasa natural.

Por lo tanto, solo las fluctuaciones de la demanda agregada que no son anticipadas y que no se toman en cuenta en los acuerdos salariales, pueden ocasionar cambios en el PIB real. Los cambios anticipados cambian el nivel de precios pero no el PIB real ni el desempleo, y por consecuencia no crean un ciclo económico. Los nuevos economistas clásicos creen que los contratos a largo plazo se renegocian cuando cambian las condiciones que los hacen obsoletos, con ello se deduce que los contratos son un obstáculo para la flexibilidad de los salarios nominales.

Los economistas neokeynesianos, al igual que los nuevos macroeconomistas clásicos, creen que los salarios nominales están influidos por expectativas racionales del nivel de precios. Pero los neokeynesianos subrayan la naturaleza de largo plazo de la mayoría de los contratos salariales. Ellos dicen que los salarios nominales de hoy están influidos por las expectativas racionales de ayer. Estas expectativas, que se formaron en el pasado, se basan en información vieja, la cual ahora podría saberse que es incorrecta. Después de celebrar un acuerdo salarial de largo plazo, tanto empresas como trabajadores podrían anticipar un cambio en la demanda agregada, el cual podría afectar al nivel de

precios. Sin embargo, debido a que están atrapados en su acuerdo, son incapaces de cambiar los salarios nominales. Así, dado que éstos son inflexibles, un cambio anticipado de la demanda agregada tiene efectos sobre el PIB real.

2.3 Teoría de los ciclos económicos reales

Ésta es la teoría más reciente acerca de los ciclos económicos, la cual se denotará por CER. Esta teoría considera a las fluctuaciones aleatorias de la productividad como la causa principal de las fluctuaciones económicas. Entre los trabajos mas destacados de esta teoría destacan: Kydland y Prescott (1982), Long y Plosser (1983), King y Rebelo (1999), King, Plosser y Rebelo (1988); Prescott (1986) y Black (1982)⁹. En esta teoría se supone que las fluctuaciones de productividad son, principalmente, el resultado de fluctuaciones del ritmo del cambio tecnológico; sin embargo, también podrían tener otras causas como las perturbaciones internacionales, las fluctuaciones del clima o los desastres naturales.

Se asume que la tasa de crecimiento de la productividad, resultante del cambio tecnológico, es el principal impulso en la teoría CER. Este impulso se genera por el proceso de investigación y desarrollo que conduce a la creación y el uso de tecnologías nuevas. Normalmente el cambio tecnológico es estable y la productividad crece a ritmo moderado. Pero algunas veces el crecimiento de la productividad se acelera y en otras disminuye, es decir, el trabajo en promedio se vuelve menos productivo. Un periodo de aceleración de la

⁹ Otros trabajos incluyen a Aiyagari, Christiano y Eichenbaum (1992) y Christiano y Eichenbaum (1992) en donde además de las causas tecnológicas de las perturbaciones económicas, se incluyen causas por parte del gasto público.

productividad ocasiona una expansión de ciclo económico, en tanto que una disminución de la productividad desencadena una recesión.

Es fácil entender porqué el cambio tecnológico ocasiona el crecimiento de la productividad. Pero, ¿Cómo disminuye la productividad?. Todo cambio tecnológico aumenta la productividad a la larga. Pero si en un principio el cambio tecnológico vuelve obsoleto a una cantidad suficiente del capital existente, especialmente el capital humano, la productividad podría disminuir temporalmente. En ese momento se destruyen más empleos de los que se crean y fracasan más negocios de los que empiezan. De acuerdo con la teoría CER, después de un cambio en la productividad ocurren dos efectos inmediatos que podrían iniciar una expansión o una recesión:

- ✓ Cambios en la demanda de Inversión.
- ✓ Cambios en la demanda de Trabajo.

Ambos efectos se analizan a continuación para el caso de una recesión. En una expansión funcionan de la manera opuesta a la descrita aquí. Suponga que el cambio tecnológico vuelve obsoleta una parte del capital existente y reduce la productividad en forma temporal. Las empresas esperan que caigan los beneficios futuros y ven caer la productividad del trabajo. Con expectativas de beneficio más bajas, recortan sus compras de capital nuevo y, con una productividad del trabajo más baja, planean despedir a algunos trabajadores. Así que el efecto inicial de una caída temporal de la productividad es una disminución de la demanda de inversión y una disminución de la demanda de trabajo.

De acuerdo a la teoría CER, las personas deciden cuándo trabajar mediante un cálculo de costo – beneficio. Supone que las personas comparan el rendimiento de trabajar en periodo actual con el rendimiento esperado de trabajar en un periodo posterior. Los trabajadores laboran menos horas cuando la tasa de salario real es temporalmente baja y trabajan más horas cuando la tasa de salario real es temporalmente alta. Pero para comparar correctamente la tasa de salario corriente con la tasa de salario futura esperada, los trabajadores deben de usar la tasa de interés real. Así, cuanto más baja sea la tasa de interés real, con otras cosas constantes, menor será la oferta de trabajo. Los teóricos de los ciclos económicos reales creen que este efecto es grande y que es el elemento clave en el mecanismo de la teoría CER. Con una disminución del empleo, la oferta agregada disminuye, y con la disminución de la demanda de inversión, la demanda agregada también disminuye. Con esto cae tanto el nivel de precios como el nivel de PIB real por lo que la economía ha pasado por una recesión.

En la teoría CER, el desempleo está siempre en su tasa natural y ésta fluctúa durante el ciclo económico debido a que fluctúa la cantidad de búsqueda de empleo.

La teoría de los ciclos económicos reales supone que los precios son totalmente flexibles, por lo que es coherente con la dicotomía clásica: en esta teoría, las variables nominales como la oferta monetaria y el nivel de precios, no influyen en las variables reales, como la producción y el empleo. Para explicar las fluctuaciones de las variables reales, la teoría de los ciclos económicos reales pone énfasis en los cambios reales de la economía, como los cambios de la tecnología de producción. El término real de la teoría de

los ciclos económicos reales se refiera a la exclusión de las variables nominales de la explicación de las fluctuaciones económicas a corto plazo.

Esta teoría está llena de controversia. La principal crítica explica que las oscilaciones de la productividad son causadas por algo (ésto es lo que concede la crítica), pero es muy probable que las ocasionen cambios en la demanda agregada. Las fluctuaciones de la productividad no causan el ciclo, sino que son causadas por el ciclo. Las principales objeciones a esta teoría son planteadas por Summers (1986) y Mankiw (1989)¹⁰.

Los defensores de la teoría de la CER argumentan que ésta funciona, que es congruente con una amplia gama de evidencia microeconómica acerca de las decisiones de oferta de trabajo, de demanda de trabajo e inversión, además de que el punto de vista de la CER es significativo, pues al menos plantea la posibilidad de que el ciclo económico sea eficiente. Un trabajo reciente defensor de esta teoría es King y Rebelo (1999).

La teoría de los ciclos económicos reales supone que el dinero es neutral en la economía, incluso a corto plazo, es decir, no afecta a las variables reales como la producción y el empleo. La neutralidad del dinero no solo da su nombre a la teoría de los ciclos económicos reales, sino que también es el supuesto más radical de esta teoría.

Los críticos sostienen que la evidencia no confirma la neutralidad monetaria a corto plazo. Señalan que las reducciones del crecimiento del dinero y de la inflación casi siempre

¹⁰ Otros trabajos empíricos con críticas a la teoría de los ciclos económicos reales son: Cogley y Nason (1995), Rotemberg y Woodford (1996), Altonji (1986) y Card (1991).

están relacionadas con periodos de elevado desempleo. Parece que la política monetaria influye poderosamente en la economía real.

Los defensores de la teoría de los ciclos económicos reales sostienen que sus críticos confunden el sentido de la causación entre el dinero y la producción. Mantienen que la oferta monetaria es endógena: las fluctuaciones de la producción pueden provocar fluctuaciones en la oferta monetaria. Por ejemplo, cuando aumenta la producción debido a una perturbación tecnológica beneficiosa, también aumenta la cantidad demandada de dinero. El banco central puede responder elevando la oferta monetaria para acomodar el aumento de la demanda. Esta respuesta endógena del dinero a la actividad económica puede hacer creer que el dinero no es neutral.

Los defensores de la teoría de los ciclos económicos reales también se alejan de los macroeconomistas más tradicionales en la forma en que miden los parámetros económicos que rigen la conducta de un modelo. Generalmente prefieren emplear técnicas de calibración o teoría cuantitativa. En la práctica, significa elegir un pequeño número de parámetros fundamentales para la conducta de un modelo y estimar el valor de cada uno a partir de estudios microeconómicos y no a partir de los propios datos macroeconómicos.

Los defensores de la teoría de los ciclos económicos reales crean modelos en los que las empresas eligen los planes óptimos de inversión y contratación y los individuos eligen de una manera óptima el consumo y la oferta de trabajo; todas estas decisiones se toman en un entorno dinámico e incierto. Los modelos resultantes son complejos desde el punto de vista técnico. En realidad, sólo pueden resolverse empleando un análisis

matemático relativamente sofisticado y simulaciones informáticas (Véase Campbell (1994) y Kimball (1991)).

La teoría de los ciclos económicos reales se denomina nueva economía clásica porque utiliza los supuestos del modelo clásico –especialmente los precios flexibles y la neutralidad monetaria- para estudiar las fluctuaciones económicas a corto plazo.

3.- Literatura empírica precedente

El enfoque tradicional cuando se analizan las fluctuaciones económicas se ha concentrado en la revisión del crecimiento de las variables como un proceso determinístico, enfocándose en las fluctuaciones alrededor de las tendencias. Sin embargo, como fue estudiado por Nelson y Plosser (1982), el componente de tendencia de muchas series de tiempo puede ser caracterizado como una caminata aleatoria, es decir, como una tendencia estocástica. El trabajo de Nelson y Plosser abrió nuevas interrogantes acerca de las causas de las fluctuaciones de las variables macroeconómicas. En el enfoque tradicional todas las fluctuaciones son transitorias e impredecibles, pero si la tendencia estocástica es permitida, tales fluctuaciones pueden también surgir de shocks al crecimiento.

Los modelos de series de tiempo tales como los vectores autoregresivos (VAR's) han sido usados para describir las fluctuaciones económicas. Los modelos VAR's con tendencias estocásticas han sido analizados por Shapiro y Watson (1988), Blanchard y Quah (1989) y King et. al. (1991). Las restricciones de los modelos de series de tiempo multivariados considerados en estos artículos se enfocan a las correlaciones de largo plazo entre las variables, mientras que los datos son libres de moverse en el corto plazo. Específicamente, las series de tiempo son encontradas que están cointegradas, es decir, tienen tendencias estocásticas comunes. Este último enfoque es el adoptado en este trabajo.

Dado entonces que la presencia de fluctuaciones en variables macroeconómicas, así como el ajuste gradual a la tendencia de largo plazo de cada una de ellas ha sido estudiada en diversos trabajos empíricos que van desde la calibración de modelos de ciclos

económicos reales (Kydland y Prescott (1982)), hasta la aplicación de técnicas econométricas; en esta sección se realiza una revisión de la evidencia empírica encontrada en diversos trabajos en donde se estudian los ciclos económicos desde diversos enfoques, así como una revisión de cómo el análisis de cointegración y del modelo de corrección de error ha sido aplicado al estudio de diversas series macroeconómicas.

1. King, Plosser, Stock y Watson (1991) realizan uno de los trabajos más interesantes de la aplicación del análisis de cointegración y vector autoregresivo con término de corrección de error a los ciclos económicos. En su trabajo analizan el efecto de los shocks permanentes de la productividad sobre las fluctuaciones económicas. Utilizan el modelo de ciclos económicos reales identificando la tendencia estocástica (efecto acumulativo de los shocks permanentes en la productividad) de la producción, el consumo y la inversión para proporcionar evidencia empírica acerca de esta cuestión. Las pruebas econométricas de su trabajo indican que la tendencia estocástica común de las series y la implicación del análisis de cointegración es consistente con los datos de U.S.A posteriores a la segunda guerra mundial, es decir, existe cointegración en las series. Sin embargo, en el sistema macroeconómico que ellos forman, la estimación de la tendencia estocástica de las variables nominales indica que los shocks permanentes de la productividad explican menos del 50% de las fluctuaciones de la producción, el consumo y la inversión.
2. Pérez y Schwartz (1999), analizan la dinámica de corto plazo de distintas variables macroeconómicas y su relación con la inflación. Ellos utilizan el filtro Hodrick-Prescott para la obtención de los componentes cíclicos de las variables estudiadas.

Después de obtener las correlaciones contemporáneas entre los componentes cíclicos de las variables, encuentran que éstas indican que cuando la inflación se encuentra por encima de su tendencia, la actividad económica, el empleo, la inversión y el salario real tenderán a estar por debajo de su tendencia. Por su parte, inflaciones por arriba de su tendencia se encuentran asociadas con tasas de interés nominales y reales superiores a su tendencia. Por lo tanto, las correlaciones desfasadas entre los componentes cíclicos de las variables analizadas indican que la inflación tiene un efecto nocivo sobre las variables mencionadas. Ellos corroboran sus resultados con funciones de impulso-respuesta, obtenidas mediante vectores autoregresivos.

3. Mellander, Vredin y Warne (1992) describen cómo los vectores autoregresivos restringidos pueden ser empleados para examinar las fuentes de las fluctuaciones macroeconómicas. Ellos muestran que la cointegración puede ser usada para identificar un sistema VAR con tendencia estocástica común, sujeto a cambios transitorios y permanentes en el crecimiento promedio, e investigan además cómo el sistema responde a shocks permanentes, es decir, innovaciones a las tendencias. Derivan vectores de cointegración teóricos de un modelo de crecimiento para una economía pequeña y abierta mediante términos de intercambio, PIB real, consumo real e inversión real. Aplicando estos métodos a datos anuales de Suecia para el periodo (1875-1986), encuentran que shocks permanentes reales (shocks a la oferta agregada) explican la mayoría de las fluctuaciones en el PIB, especialmente en el corto plazo.

4. Baxter y Kouparitsas (2004), investigan qué tan robustos son los determinantes de las fluctuaciones correlacionadas entre países, es decir, el porqué las fluctuaciones en un país son transmitidas a otros países. Ellos analizan un conjunto de datos de 100 países que incluyen países desarrollados y subdesarrollados. Consideran en su trabajo variables que son robustas en la explicación de los movimientos correlacionados usando el enfoque de Leamer (1983). Las variables que ellos consideran son: comercio bilateral entre países, comercio total en cada país, estructura sectorial, similitud entre canastas de exportación e importación, un factor de dotaciones de cada país y lo que ellos denominan variables de gravedad. Su principal resultado es que el comercio bilateral entre dos países es robusto, y por consecuencia es un gran canal de transmisión de las fluctuaciones económicas de un país a otro. Sin embargo, dos variables que la literatura económica indica como importantes en la explicación de los ciclos económicos –estructura industrial y uniones monetarias- no son robustas.

5. Aguiar y Gopinath (2004), muestran que un modelo estocástico dinámico puede explicar las fluctuaciones económicas tanto en economías emergentes como en economías desarrolladas pequeñas y abiertas. Partiendo de que los ciclos económicos en mercados emergentes están caracterizados por cuentas corrientes contracíclicas, volatilidad en el consumo que excede la volatilidad en el ingreso y suspensión repentina de los flujos de capital, realizan una contrastación de estos fenómenos con aquellos presentados en las economías pequeñas y abiertas pero desarrolladas. Su premisa es que las economías emergentes están sujetas a una volatilidad significativamente mayor en la tendencia de la tasa de crecimiento

respecto a la de las economías desarrolladas. Consecuentemente, los shocks a la tendencia del crecimiento son la primera fuente de las fluctuaciones en los mercados emergentes más que las fluctuaciones transitorias alrededor de una tendencia estable. Así, cuando los parámetros del proceso estocástico del ingreso son estimados estructuralmente usando el método generalizado de momentos para cada tipo de economía, ellos encuentran que predominan los shocks permanentes sobre los shocks transitorios en la explicación de los ciclos económicos en las economías emergentes, mientras que para las economías desarrolladas sucede lo contrario.

6. Kunst y Neusser (1990), investigan las relaciones de largo plazo dentro de un conjunto de 6 series de tiempo trimestrales en la economía australiana por medio de cointegración. Después de analizar las propiedades univariadas, especialmente con respecto al filtro estacional apropiado, aplican el método de máxima verosimilitud propuesto por Johansen (1988) para estimar y probar las relaciones de cointegración. Ellos encuentran tres relaciones de cointegración, implicando que el sistema es conducido por tres tendencias de tiempo estocásticas independientes. Posteriormente, investigan si las relaciones de cointegración encontradas son compatibles con implicaciones derivadas de un modelo de crecimiento neoclásico con progreso técnico estocástico y exógeno. Encuentran que los datos de Australia rechazan fuertemente la proposición de que la tasa de interés real y el consumo per cápita, la inversión per cápita, el salario real y la producción son estacionarios.

7. Kunst (1993), analiza la cointegración estacional para un VAR de 6 series macroeconómicas (no ajustadas por estacionalidad) aplicado en cuatro economías europeas: Austria, Finlandia, Alemania y el Reino Unido. Él encuentra evidencia estadística univariada y multivariada para soportar la estacionalidad estocástica en Finlandia y Alemania, mientras que concluye que los ciclos determinísticos dominan en Austria y el Reino Unido.

8. Hamilton (1989), propone un nuevo enfoque para analizar el ciclo económico y la no estacionariedad de las series de tiempo económicas. En su trabajo, los parámetros de un proceso autoregresivo son vistos como el resultado de un proceso de Markov. Por ejemplo, la tasa de crecimiento promedio de una serie no estacionaria puede ser sujeta a cambios ocasionales y discretos. Dado que la econometría no es capaz de observar estos cambios directamente, se debe hacer inferencia probabilística acerca de si y cuando ellos pudieron haber ocurrido basados en la conducta observada de las series. A consecuencia de esto, Hamilton presenta un algoritmo para modelar tal inferencia probabilística en la forma de un filtro iterativo no lineal. Una vez que ya se tiene el filtro, se realiza una aplicación empírica de esta técnica al PIB real de U.S.A. después de la segunda guerra mundial, en donde se obtiene que el cambio periódico de una tasa de crecimiento positiva a una tasa de crecimiento negativa es una característica recurrente del ciclo económico en U.S.A. y de hecho, podría ser usada como un criterio objetivo definiendo y midiendo las recesiones económicas. Los valores estimados de los parámetros sugieren que una recesión típica es asociada con una disminución permanente de 3% en el nivel del PIB.

4. Análisis descriptivo

En esta sección se realiza un análisis previo al trabajo econométrico, en donde se caracterizan las series mediante tres vías: análisis gráfico, análisis de volatilidades y análisis de correlaciones. Las series que se analizan incluyen el PIB real de México en niveles, específicamente en logaritmo natural, el cual se compara con otras variables que la teoría económica considera como las explicativas de las fluctuaciones del PIB y las cuales se han dividido en tres grupos¹¹:

- A. *VARIABLES KEYNESIANAS O POR EL LADO DE LA DEMANDA AGREGADA:* consumo privado, inversión, gasto público, exportaciones brutas, importaciones, oferta monetaria, tasa de inflación y tasa de interés doméstica. Todas ellas tienen que ver con política monetaria o con política fiscal siendo congruentes con la teoría keynesiana y el modelo IS-LM.
- B. *VARIABLES REALES O POR EL LADO DE LA OFERTA AGREGADA:* residual de Solow (parámetro de productividad o de nivel tecnológico).
- C. *VARIABLES EXTERNAS:* PIB real de U.S.A., tipo de cambio real y tasa de interés de U.S.A.¹².

¹¹ En todas las variables se toma el logaritmo natural de la serie, excepto en las tasas de interés de México y U.S.A., la tasa de inflación y el residual de Solow. La razón de ello es porque en el modelo econométrico se usará el cambio en los logaritmos, lo cual nos dará por consecuencia la tasa de crecimiento de las variables. El residual de Solow no se toma en logaritmos ya que como se explica en el apéndice, se deriva de una función de producción Cobb-Douglas estimada con las variables en logaritmos.

¹² En el apéndice se detalla la manera de calcular cada una de las series correspondientes a cada variable, así como la respectiva fuente de obtención de los datos.

4.1 Análisis gráfico

El nivel del PIB real de México ha experimentado tres fluctuaciones negativas de magnitud considerable que han frenado su tendencia creciente, y que coinciden con las tres crisis más significativas que han sucedido en la economía mexicana en el periodo bajo estudio de este trabajo (1980:01 - 2004:04). Esas crisis así como los programas de estabilización empleados para iniciar la recuperación de la economía se describen a continuación¹³:

1. El periodo que comienza en 1982 venía precedido por desequilibrios del sector externo y las finanzas públicas. Aunado a ello, la política financiera adoptada en ese momento produjo un alto grado de incertidumbre en el país, lo que generó una creciente fuga de capitales (7,800 millones de dólares aprox.) y con ello el agotamiento de las reservas internacionales, hecho que se reflejó en la suspensión de pagos correspondientes a la amortización de la deuda pública externa en agosto de 1982. Así el PIB real observó una caída de -0.5% y la inflación anual llegó a 98.8%.

Ante este evento recesivo se inició un programa de ajuste mediante el despegue del modelo industrial, consistente en el fomento a las exportaciones manufactureras como sustitutas de la monoexportación petrolera que caracterizó al país en el periodo anterior a 1982. Sin embargo, hasta 1988 las exportaciones petroleras dejaron de ser el principal rubro generador de divisas en el país, por lo

¹³ Para una explicación amplia y detallada de estos eventos véase Villarreal (1997).

que al seguir siendo éstas relativamente importantes en el total de exportaciones mexicanas, el fomento a las exportaciones manufactureras se vio frenado por la crisis de 1986.

2. A partir de diciembre de 1985 se inició una nueva caída en el precio internacional del petróleo, agudizándose ese proceso a lo largo del primer semestre de 1986. Para el mes de julio, el crudo mexicano de exportación llegó a su nivel más bajo de 8.6 dólares por barril, y la disminución de ingresos por concepto de exportación se calcula en aproximadamente 8,500 millones de dólares. Así, ante la drástica caída de los ingresos petroleros y la nula disponibilidad de crédito externo, el efecto del choque se absorbió mediante una drástica contracción de la demanda agregada de 4.4%. En particular, el consumo total cayó en 4.6%, mientras que la inversión fija bruta pública y privada decrecieron en 16.85% y 8.8% respectivamente. Así el PIB real cayó en -3.8%, el tipo de cambio registró una devaluación anual de 140%, mientras que el nivel de precios se situó en 106%.

Ante esta situación, en junio de 1986 se inició la aplicación del Programa de Aliento y Crecimiento (PAC), cuyo objetivo era reactivar la economía en un marco de estabilidad de precios. En ese sentido se firmó un acuerdo con el Fondo Monetario Internacional donde además de diversos compromisos del gobierno mexicano en materia de gasto público, saneamiento financiero, políticas fiscal y monetaria, se establecieron mecanismos de contingencia para aminorar posibles caídas en los precios del petróleo o incrementos en las tasas de interés internacionales. Así, la economía registró durante los primeros meses de 1987 un

significativo mejoramiento de los principales indicadores macroeconómicos debido al incremento de los precios del petróleo y la renegociación de la deuda externa.

Sin embargo, en este contexto en el que aparentemente todo apuntaba a que se consolidara la recuperación de la economía, en la Bolsa Mexicana de Valores se empezó a formar un ambiente altamente especulativo que dio origen a una “burbuja” que se desinfló sin remedio. Se da entonces en noviembre de 1987 otro choque externo, pero ahora por fuga de capitales que alcanzó la cifra de 3,500 millones de dólares. Ese marco de una alta presión inflacionaria que apuntaba hacia una hiperinflación, motivó a que se elaborara un programa de estabilización antiinflacionario llamado Pacto de Solidaridad Económica, mediante el cual se congelaron los precios y salarios, el tipo de cambio, los precios y tarifas del sector público y una baja en las tasas de interés¹⁴.

3. La crisis de 1994 tiene una causa macroeconómica-coyuntural, y se explica como consecuencia de las inconsistencias del modelo macroeconómico de estabilización aplicado durante el periodo 1988-1994, que utilizó el tipo de cambio como ancla antiinflacionario, provocó su sobrevaluación y condujo a un creciente y continuo déficit externo de la balanza de cuenta corriente financiado con capital externo muy volátil en el corto plazo y con deuda interna líquida nominada en dólares (tesobonos). Este mecanismo finalmente fue insostenible, pues al revertirse el flujo

¹⁴ Posteriormente, en 1989 mediante el Plan Brady se renegóció la deuda externa mexicana comprometiéndose México a cumplir con políticas macroeconómicas de ajuste, estabilización y cambio estructural que conforman el paquete de reformas económicas denominado “Decálogo del Consenso de Washington” que caracterizaron el programa económico del presidente Carlos Salinas de Gortari. Para detalles ver Villarreal (1997).

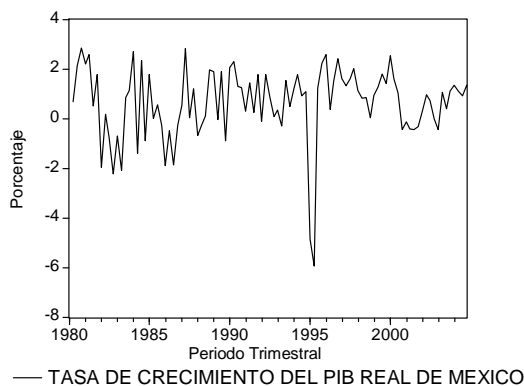
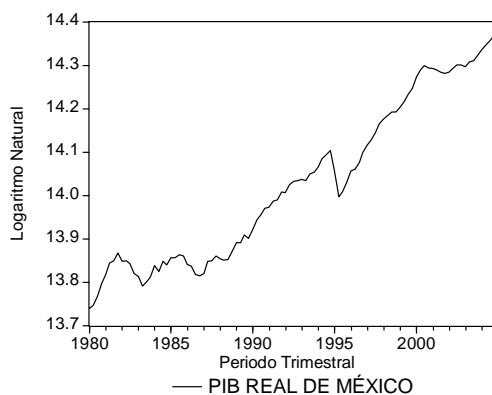
de capitales y tener que liquidarse los tesobonos, se presentó el colapso del modelo y la devaluación del peso.

Ante esta situación, el programa de ajuste y estabilización macroeconómica para enfrentar la crisis se sustentó en cinco líneas de política:

- ✓ Política fiscal: lograr un balance presupuestal.
- ✓ Política monetaria: utilizar el crédito interno neto como ancla antiinflacionario.
- ✓ Política cambiaria: adoptar un sistema de tipo de cambio flexible.
- ✓ Política comercial: mantener la apertura comercial.
- ✓ Política de reestructuración de la deuda de corto plazo.

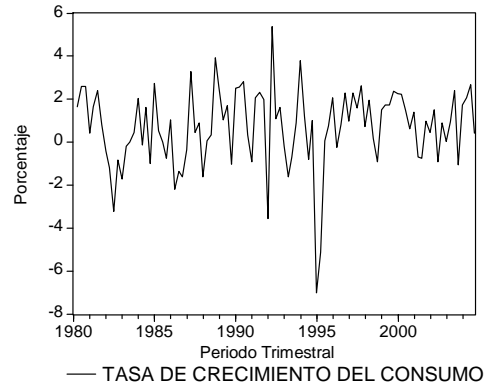
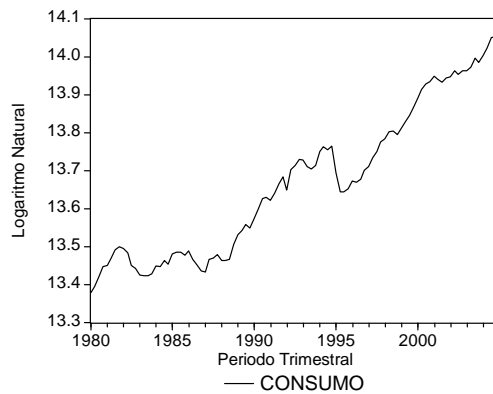
Con estos tres eventos a tomar en cuenta, se realiza a continuación el análisis gráfico.

PIB real



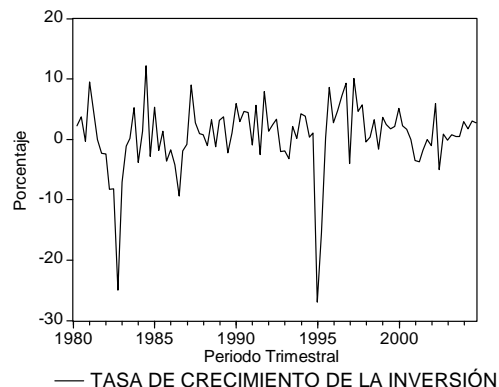
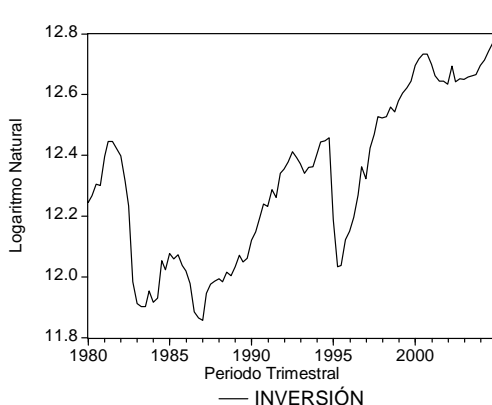
La gráfica nos muestra que el nivel del PIB real de México presenta tres caídas de magnitud considerable que coinciden con las crisis de 1982, 1986 y 1994. Esas caídas se pueden corroborar con la gráfica de la tasa de crecimiento del PIB, en donde se aprecia una caída de magnitud considerable en los periodos referidos. Se puede notar que la economía mexicana recupera su tendencia creciente después de 1983 a consecuencia del programa de sustitución de monoexportación petrolera descrito anteriormente; sin embargo, la crisis de 1986 representó nuevamente un caída en la tendencia creciente del PIB real de México, aunque la magnitud de ésta es la menor dentro de las tres crisis enunciadas. El programa de estabilización del Pacto de Solidaridad Económica, así como la renegociación de la deuda externa mediante el Plan Brady y el paquete de reformas económicas del Decálogo del Consenso de Washington, tuvieron un efecto muy positivo en la economía mexicana al tener un tendencia creciente el nivel del PIB, así como una tasa de crecimiento positiva desde 1987 hasta 1994, en donde en este último año surgió la crisis de mayor magnitud de los últimos 25 años en México cayendo la tasa de crecimiento del PIB hasta cerca de -6%. Las políticas de estabilización económica empleadas a partir de 1995, han tenido un efecto positivo tanto en el nivel como en la tasa de crecimiento del PIB real de México, ya que la economía mexicana ha experimentado una recuperación importante, la cual se vio frenada ligeramente en el año 2000 el cual representó una transición política en el país.

Consumo



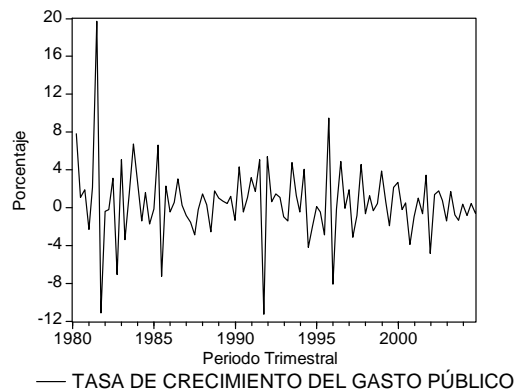
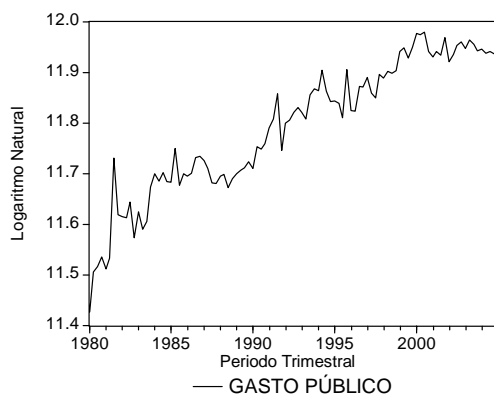
La gráfica en niveles nos muestra una evolución muy similar del nivel de consumo de las familias en México respecto al presentado en el nivel del PIB real, por lo que es de esperarse una fuerte correlación positiva entre ambas variables lo cual será corroborado en la siguiente sección cuando se haga el cálculo respectivo. La volatilidad de ambas variables también es muy parecida, ya que las fluctuaciones negativas más fuertes en el consumo se observan después de 1982, 1986 y 1994 similarmente como sucede con el PIB real. Por su parte, la tasa de crecimiento del consumo también se mueve siguiendo el movimiento de la tasa de crecimiento del PIB, sin embargo, la fluctuación de la tasa de crecimiento del consumo es ligeramente mayor que la del PIB real, por lo que el consumo recibe de manera mas fuerte los choques que lo que lo hace el PIB real.

Inversión



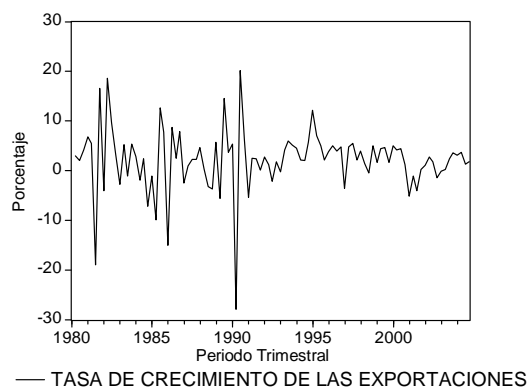
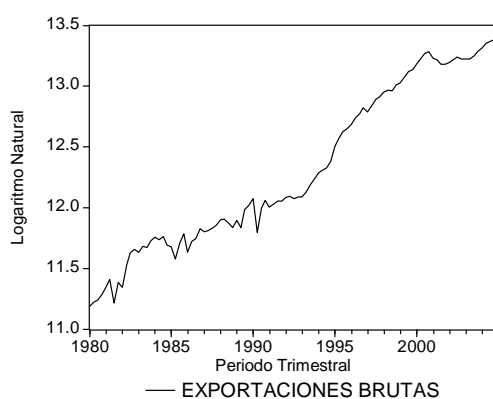
Podemos observar que la inversión fluctúan relativamente en la misma dirección que el nivel del PIB real, sin embargo, el nivel de inversión se ve impactado de manera más fuerte por los choques que lo que lo hace el nivel del PIB, ya que en los periodos de crisis la fluctuación de la inversión es muchísimo más grande que la del PIB. Lo anterior se corrobora con la gráfica correspondiente a la tasa de crecimiento de la inversión, en donde en 1982, 1986 y 1995 la tasa de crecimiento de la inversión cayó en una magnitud mucho mayor que la del PIB real. Podemos esperar entonces una correlación positiva entre ambas variables, aunque una volatilidad mayor de la inversión que del PIB real.

Gasto público



El gasto público o consumo de gobierno parece no verse impactado de manera considerable por los choques en la economía mexicana, ya que la gráfica correspondiente a su nivel nos muestra una evolución relativamente estable con respecto a lo que lo hace el nivel del PIB real. Su tasa de crecimiento sin embargo presenta una volatilidad mucho mayor a lo que lo hace la tasa del PIB, siendo en algunos periodos de tiempo su fluctuación contraria a la de la del PIB, lo que nos muestra que en algunos periodos se ha utilizado el gasto público como política de estabilización en México.

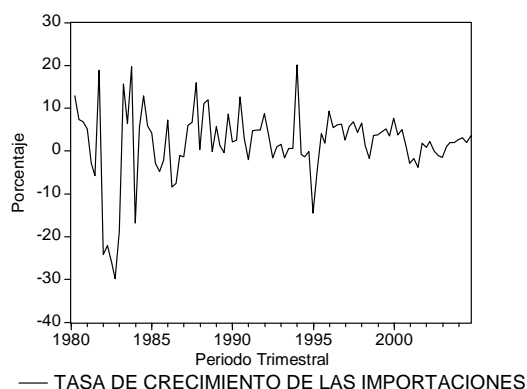
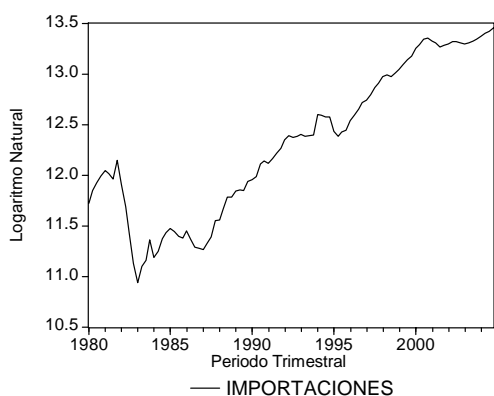
Exportaciones



El nivel de exportaciones muestra una tendencia creciente a lo largo del periodo de estudio, siendo su proporción con respecto al PIB real cada vez mayor al tener una tasa de crecimiento mucho mayor que la del PIB. Con excepción de 1982 en donde la crisis parece haberle pegado al nivel de exportaciones en menor magnitud que lo que lo hizo con el PIB real, las crisis de 1986 y 1994 parecen no haber impactado de manera considerable el nivel de exportaciones en México. De hecho, la tasa de crecimiento de las exportaciones presenta una volatilidad mucho mayor que la del PIB real de 1980 a 1991, mientras que a partir de 1991 si bien la volatilidad de las exportaciones disminuye, sigue siendo mayor que la del

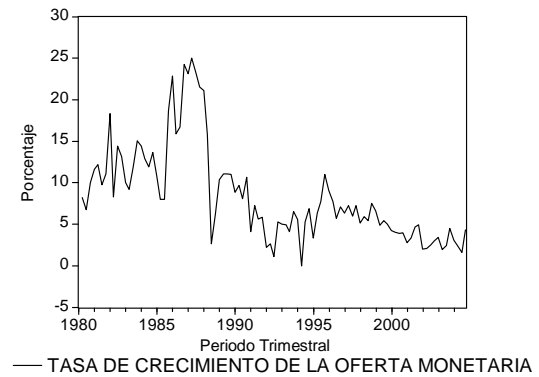
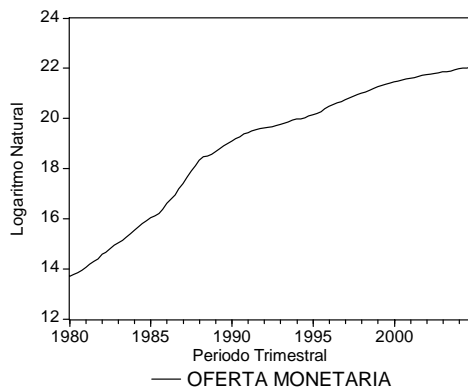
PIB real. Es de notar que en la crisis de 1994 la tasa de crecimiento de las exportaciones aumentó, contrario a lo que lo hizo la del PIB real. En este caso entonces se puede inferir que la correlación es negativa entre las exportaciones brutas y el PIB real de México.

Importaciones



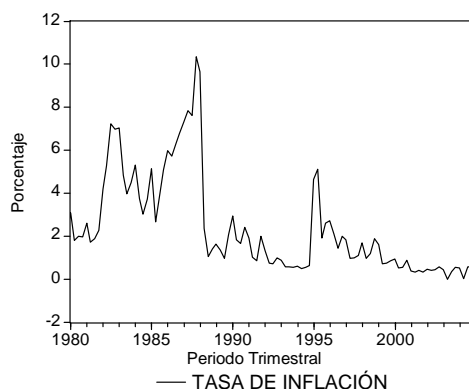
El nivel de importaciones presenta una caída muy significativa después de 1982, lo que demuestra que el choque negativo de la economía mexicana en ese año provocó una fluctuación muy fuerte sobre las importaciones. A partir de 1983 comienza una senda ascendente de las importaciones, la cual permanece hasta 1994 en donde tiene una caída relativamente poco significativa respecto a la que experimentó el PIB real. Tanto el nivel como la tasa de crecimiento de las importaciones parecen ser menos volátiles que las presentadas por el PIB real. Se puede ver además, que el impacto de las crisis de 1986 y 1994 fue menor en las importaciones respecto al presentado por el PIB real. Podemos esperar entonces una correlación positiva entre ambas variables.

Oferta monetaria



La cantidad de dinero en circulación aproximada por M2 presenta una tendencia creciente pero mucho más uniforme respecto al nivel del PIB real, por lo que su volatilidad es relativamente nula. La tasa de crecimiento de la oferta monetaria es mayor que la presentada por el PIB real y, con excepción de 1994 cuando ésta fue cercana a cero, en el resto del periodo de análisis siempre es positiva, cosa que no ocurre con la tasa de crecimiento del PIB real. Se puede notar además que durante las crisis de 1982, 1986 y 1994 la tasa de crecimiento de la oferta monetaria ha aumentado, por lo que el gobierno mexicano ha empleado una política monetaria expansionista en los periodos de crisis, con lo que podemos esperar una correlación negativa entre la oferta monetaria y el PIB real de México.

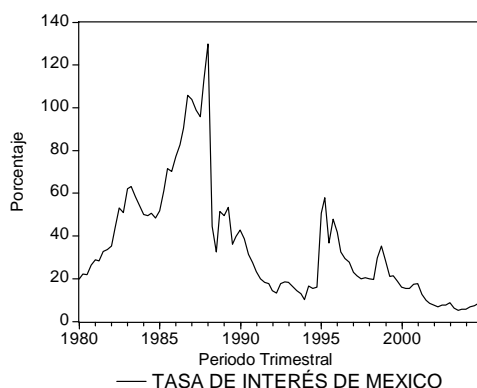
*Tasa de inflación*¹⁵



En este caso, dada la naturaleza de la serie de la tasa de inflación, solamente se realiza el análisis gráfico respecto a la tasa de crecimiento del PIB. Así, podemos notar una correlación extremadamente negativa entre ambas variables, ya que cuando la tasa de crecimiento del PIB ha aumentado (disminuido), la tasa de inflación ha disminuido (aumentado). En la gráfica se aprecia el altísimo nivel de inflación alcanzado después de las crisis de la economía mexicana de 1982, 1986 y 1994, alcanzando su nivel máximo alrededor de 1988. En la gráfica también se pueden notar los esfuerzos de abatimiento a la inflación por parte del Banco Central (Banco de México) a partir de 1996, periodo a partir del cual las fluctuaciones de la tasa de inflación han sido mucho menores que las de la tasa de crecimiento del PIB.

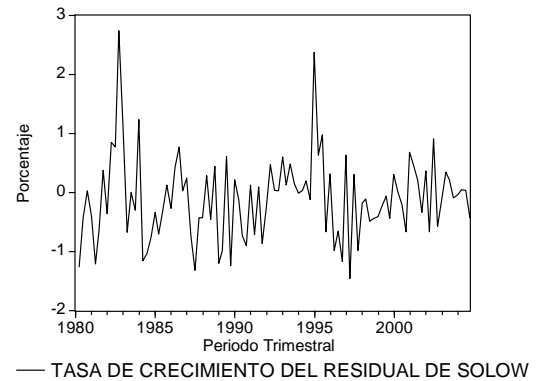
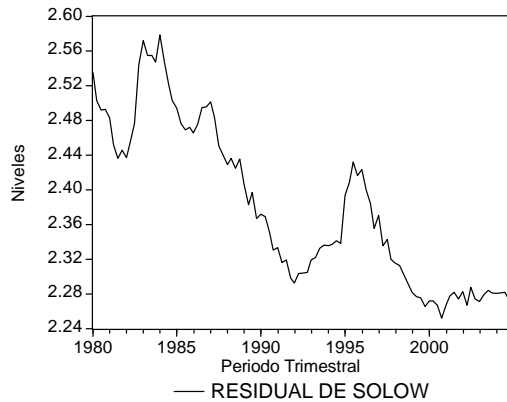
¹⁵ Como se mencionó al inicio de esta sección la inflación en 1982 y 1986 llegó a niveles de 98.8% y 106% respectivamente, sin embargo, la tasa a la que se hace referencia ahí es anual, mientras que la mostrada en la gráfica corresponde a una serie trimestral que fue obtenida a partir de una serie mensual tal como se explica en el apéndice, siendo esta la razón por la cual la escala en el eje de ordenadas de la gráfica no se corresponde con niveles tan extremos de inflación.

Tasa de interés de México



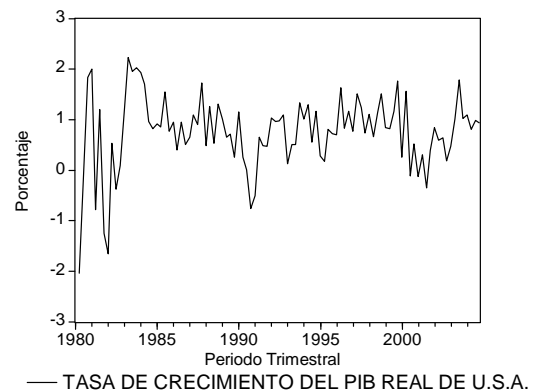
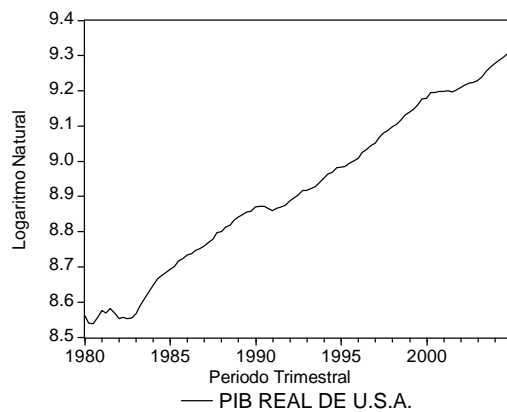
Al igual que en el caso anterior, dada la naturaleza de la serie de la tasa de interés doméstica, solamente se realiza su visualización gráfica con respecto a la tasa de crecimiento del PIB. Podemos notar que en todo el periodo de análisis, la tasa de interés doméstica ha sido mayor que la tasa de crecimiento del PIB, alcanzando su nivel máximo alrededor de 1987. La tasa de interés de México presenta una volatilidad relativamente menor a la tasa de crecimiento del PIB real. Además, en los periodos de crisis de 1982, 1986 y 1994 la tasa de interés ha aumentado, por lo que la correlación entre la tasa de interés en México y el PIB real es negativa. Se puede apreciar en la gráfica el importante efecto que tuvo el Pacto de Solidaridad Económica sobre la tasa de interés doméstica, ya que durante 1988 tuvo ésta una caída significativa. Además, se aprecia que a partir del año 2000, la tasa de interés doméstica está disminuyendo y alcanzado sus niveles mas bajos de los últimos 25 años.

Residual de Solow



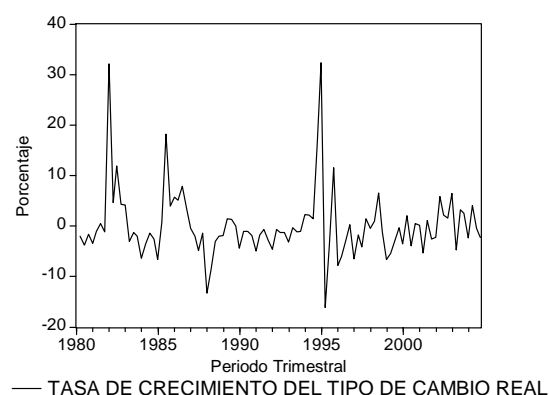
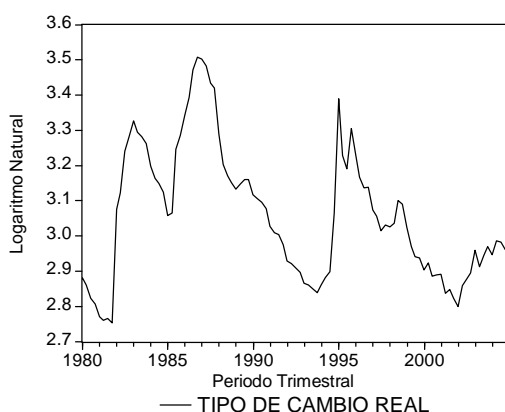
El nivel de productividad en México o nivel de tecnología medido a través del residual de Solow parece ser más volátil que el nivel del PIB. Sin embargo, la correlación entre ambas variables no es muy clara deducirla de manera gráfica, ya que en algunos periodos la fluctuación del residual de Solow respecto a la del PIB real es directa y en algunos otros periodos es inversa. Sin embargo, sí se puede notar que después de las crisis de 1986 y 1994 la productividad y nivel de tecnología en México han caído de manera considerable y además la caída ha sido relativamente prolongada. Además, la tasa de crecimiento de la productividad es más volátil que la del PIB real.

PIB real de USA



Se puede notar que el nivel del PIB real de U.S.A. presenta una tendencia creciente relativamente estable, por lo que el PIB real de México parece ser mucho más volátil que el nivel del PIB de USA. La economía estadounidense presenta pocos choques y relativamente de pequeña magnitud, además, éstos no parecen impactar a la economía mexicana por lo que es de esperarse una correlación negativa entre ambas variables aunque muy cercana a cero. El PIB de Estados Unidos crece a una tasa relativamente menos volátil que la del PIB real de México.

Tipo de cambio real

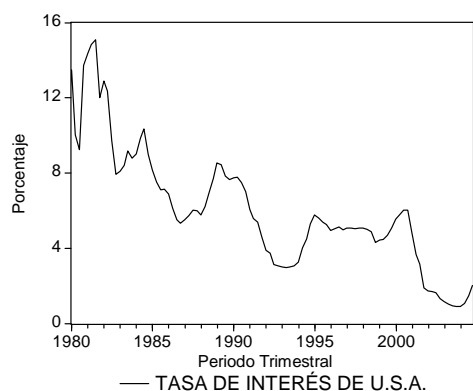


El nivel de precios de los bienes estadounidenses expresados en moneda nacional¹⁶, o tipo de cambio real, resulta ser mucho más volátil que el nivel del PIB en México. Se puede notar además que en los periodos de crisis en México, el tipo de cambio real ha aumentado. Al igual que como sucede con los niveles, la tasa de crecimiento del tipo de cambio real también resulta ser mucho más volátil que la del PIB de México. Por otro lado, en la mayor parte del periodo bajo análisis la fluctuación del tipo de cambio real (tanto su

¹⁶ Ésta es la interpretación que le dan al tipo de cambio real Romer (2002) y Obstfeld et. al. (1997).

nivel como su tasa de crecimiento) es contraria a la fluctuación respectiva en el PIB real de México, por lo que se puede deducir que la correlación entre ambas variables es negativa.

Tasa de interés de USA



En este caso nuevamente dada la naturaleza de la serie de la tasa de interés de U.S.A. solamente se realiza la visualización gráfica de ésta con respecto a la tasa de crecimiento del PIB real de México. La gráfica muestra que la tasa de interés de U.S.A. ha sido mayor que la tasa de crecimiento del PIB de México en casi todo el periodo bajo análisis, además de que presenta una volatilidad relativamente menor a la de la tasa de crecimiento del PIB real de México. En la gráfica no se aprecia un patrón de correlación bien definido entre ambas variables, sin embargo, parece predominar una correlación negativa.

4.2 Análisis de correlaciones

Una vez hecha la visualización gráfica de las variables, se procede ahora a realizar el análisis de las correlaciones. La correlación entre dos variables es un buen indicador para

determinar si una variable afecta a otra. La siguiente tabla indica la correlación entre las tasas de crecimiento de cada una de las variables explicativas con la tasa de crecimiento del PIB real de México¹⁷.

Tabla 4.2.1. Correlación de la tasa de crecimiento del PIB real de México con las tasas de crecimiento de las variables explicativas y con las tasas de interés e inflación

Variable¹⁸	Correlación con la tasa de crecimiento del PIB real de México
<i>Variables del lado de la demanda agregada</i>	
Tasa de consumo	0.745579
Tasa de inversión	0.730594
Tasa de gasto público	0.053067
Tasa de exportaciones	0.030772
Tasa de importaciones	0.387316
Tasa de oferta monetaria	-0.113217
Tasa de inflación	-0.323710
Tasa de interés doméstica	-0.253247
<i>Variables por el lado de la oferta agregada</i>	
Tasa de residual de Solow	-0.295709
<i>Variables externas</i>	
Tasa de PIB de USA	0.178497
Tasa de tipo de cambio real	-0.272553
Tasa de interés de USA	0.043620

La tabla nos indica que el mayor nivel de correlación de la tasa de crecimiento del PIB real de México se da con la tasa de crecimiento del consumo y la tasa de crecimiento de la inversión, por lo que estas variables que en principio afectan la demanda agregada, tienen un alto grado de explicación de las fluctuaciones de la tasa de crecimiento del

¹⁷ Las correlaciones fueron calculadas en el programa E-views 4 y son obtenidas a partir de formar un objeto grupo con las variables indicadas y obtener la matriz de correlación.

¹⁸ En todos los casos cuando se indica tasa se refiere a la tasa de crecimiento de las variables, con excepción de la tasa de inflación y las tasas de interés de México y U.S.A. respectivamente.

producto en México, y además, dicha explicación se da de manera directa, es decir, cuando la tasa de crecimiento del consumo y de la inversión aumentan (disminuyen), entonces la tasa de crecimiento del producto aumenta (disminuye). Un segundo grupo de variables que también tienen una correlación positiva con la tasa de crecimiento del PIB de México son la tasa de crecimiento de las importaciones, del PIB de USA, del gasto público, de las exportaciones, así como la tasa de interés de USA, aunque su magnitud es menor que aquella reportada por las tasas de crecimiento del consumo y de la inversión. Así, se puede deducir que cuando las tasas de crecimiento de las variables que componen este segundo grupo aumentan (disminuyen), entonces la tasa de crecimiento del producto en México también aumenta (disminuye) pero es probable que no lo haga tanto como sí lo hace cuando fluctúan las tasas del consumo y de la inversión.

Por otro lado, un tercer grupo de variables que explican parte de las fluctuaciones de la tasa de crecimiento del PIB de México son aquellas que la afectan de manera negativa: tasa de inflación, tasa de tipo de cambio real, tasa de residual de Solow, tasa de interés doméstica y tasa de oferta monetaria, ya que en todos los casos la correlación resulta ser negativa, es decir, cuando la tasa de crecimiento del residual de Solow, del tipo de cambio real y de la oferta monetaria así como la tasa de inflación y de interés doméstica aumentan (disminuyen), entonces la tasa de crecimiento del PIB en México disminuye (aumenta), siendo la variable más significativa en este tercer grupo la tasa de inflación y el tipo de cambio real, lo que nos indica que la tasa de inflación y el nivel de precios de Estados Unidos medidos en moneda nacional, tienen una parte muy importante de las causas de las fluctuaciones del PIB de México y como era de esperarse de manera negativa.

Algo de destacar en este caso es que la tasa de crecimiento del parámetro de productividad o nivel tecnológico tiene también una correlación negativa con la tasa de crecimiento del PIB, lo cual contradice la teoría de los ciclos económicos reales, sin embargo por ahora conviene tomar este resultado con sumo cuidado, porque posteriormente cuando se haga el análisis econométrico se corroborará o se refutará tal resultado.

A continuación se realiza el mismo análisis pero ahora considerando las variables en niveles. La siguiente tabla indica la correlación entre el nivel de cada una de las variables explicativas (todas ellas en logaritmo natural con excepción del residual de Solow) con el nivel del PIB de México:

Tabla 4.2.2. Correlación del nivel del PIB real en México con los niveles de las variables explicativas

Variable	Correlación con el nivel del PIB real de México
<i>VARIABLES POR EL LADO DE LA DEMANDA AGREGADA</i>	
Logaritmo del consumo	0.992205
Logaritmo de la inversión	0.872565
Logaritmo del gasto público	0.927214
Logaritmo de las exportaciones ¹⁹	0.967141
Logaritmo de las importaciones	0.959464
Logaritmo de la oferta monetaria	0.900677
<i>VARIABLES POR EL LADO DE LA OFERTA AGREGADA</i>	
Residual de Solow	-0.891119
<i>VARIABLES EXTERNAS</i>	
Logaritmo del PIB USA	0.964811
Logaritmo del tipo de cambio real	-0.484999

¹⁹ Las series de exportaciones e importaciones fueron consideradas por separado ya que en la mayoría de los periodos de tiempo considerados en este trabajo la balanza comercial de México ha sido deficitaria, por lo que al estar considerando los niveles de las series como los logaritmos naturales de las mismas, no se pudo integrar la serie de exportaciones netas al no poder obtener el logaritmo natural de un valor negativo.

En este caso, se puede ver que todas las variables que tienen una correlación positiva con el nivel del PIB en México, lo tienen en una magnitud considerable, siendo ésta casi perfecta con el consumo y con el PIB de USA, por lo que podemos deducir que cuando el nivel de consumo, del PIB de USA, de exportaciones, de importaciones, de gasto público, de oferta monetaria y de inversión aumentan (disminuyen), entonces es muy probable que el nivel del PIB de México también aumente (disminuya), es decir, su fluctuación será en el mismo sentido que la fluctuación de esas variables.

Con los niveles de las variables, nuevamente el residual de Solow y el tipo de cambio real resultan tener una correlación negativa con el nivel del PIB en México, por lo que cuando el nivel tecnológico o de productividad y el nivel de precios de USA medidos en moneda nacional aumentan (disminuyen), el PIB de México se moverá en la dirección opuesta. Nuevamente el resultado del residual de Solow contradice la teoría de los ciclos económicos reales; sin embargo, como se indicó antes, hasta después de hacer el análisis econométrico se sacará la conclusión final a este respecto.

4.3 Análisis de volatilidades

La volatilidad de una variable con frecuencia se usa para medir la magnitud de su fluctuación. Por ello, se realiza a continuación un análisis de las volatilidades tanto del PIB real de México como de las variables que se han considerado como las explicativas de tales fluctuaciones. En la tabla 4.3.1 se muestra la relación que guarda la volatilidad de la tasa de crecimiento del PIB de México con aquella de las variables explicativas. En la primer

columna se muestra la varianza absoluta de cada variable y en la segunda y tercer columnas se muestra la varianza relativa de la tasa de crecimiento de cada variable respecto a la de la tasa de crecimiento del PIB y viceversa respectivamente.

Tabla 4.3.1 Volatilidad de la tasa de crecimiento del PIB real de México vs. volatilidades de las tasas de crecimiento de las variables explicativas así como de las tasas de interés e inflación

Variable	Varianza	$\frac{\sigma_{Variable}^2}{\sigma_{tasa\ de\ crecimiento\ PIB}^2}$	$\frac{\sigma_{tasadecrecimiento\ PIB}^2}{\sigma_{Variable}^2}$
Tasa del PIB de México	2.089071	1	1
<i>Variables del lado de la demanda agregada</i>			
Tasa de consumo	3.320238	1.589337	0.629193
Tasa de inversión	33.00223	15.797562	0.063300
Tasa de gasto público	14.83606	7.101749	0.140810
Tasa de exportaciones	40.28117	19.281859	0.051862
Tasa de importaciones	72.15534	34.539436	0.028952
Tasa de oferta monetaria	32.3488	15.484777	0.064579
Tasa de inflación	5.376695	2.573725	0.388541
Tasa de interés doméstica	710.9097	340.299428	0.002938
<i>Variables del lado de la oferta agregada</i>			
Tasa de residual de Solow	0.496647	0.237735	4.206349
<i>Variables externas</i>			
Tasa de PIB de USA	0.539395	0.258198	3.872989
Tasa de tipo de cambio real	45.78603	21.91693	0.045626
Tasa de interés de USA	9.868816	4.724021	0.211684

La tabla nos indica que la volatilidad de la tasa de crecimiento del PIB real de México es relativamente baja. La variable que resulta tener una altísima volatilidad es la tasa de interés doméstica, ya que en términos absolutos es mucho mayor que la de las otras variables. Otras variables con una alta volatilidad pero mucho menor que la de la tasa de interés doméstica son la tasa de crecimiento de las importaciones, la de exportaciones, la de

la inversión, la de la oferta monetaria, la del tipo de cambio real y la del gasto público. Por su parte, la tasa de crecimiento del consumo, la tasa de interés de USA y la tasa de inflación resultan tener una volatilidad baja. Las tasas de crecimiento del residual de Solow y del PIB de USA resultan tener una volatilidad bajísima.

De manera relativa podemos ver que nuevamente la tasa de interés doméstica resulta tener la mayor volatilidad respecto a la tasa de crecimiento del PIB, mientras que otras variables importantes que también tienen una fluctuación de manera relativa mayor a la de la tasa de crecimiento del PIB son la tasa de crecimiento de las importaciones, la de exportaciones, de inversión, del tipo de cambio real y oferta monetaria. Las tasas de crecimiento del residual de Solow y del PIB de USA tienen una fluctuación pequeñísima respecto a la del PIB, mientras que las tasas de crecimiento del gasto público, del consumo, así como la tasa de inflación y la tasa de interés de USA, si bien su fluctuación es mayor de manera relativa a la de la tasa de crecimiento del PIB de México, no es tan fuerte como las de las variables enunciadas al inicio de este párrafo.

Por otro lado, al checar la tercer columna de la tabla podemos ver que la volatilidad de la tasa de crecimiento del PIB solamente resulta ser mayor que aquella de las tasas de crecimiento de la productividad o nivel tecnológico (residual de Solow) y del PIB de USA. En todos los demás casos, la tasa de crecimiento del PIB fluctúa menos que las otras variables explicativas, siendo la menor fluctuación relativa con respecto a la tasa de interés doméstica.

A continuación se procede a realizar el mismo análisis pero ahora para las variables en niveles, en donde la siguiente tabla nos resume los cálculos efectuados.

Tabla 4.3.2 Volatilidad del nivel del PIB real en México vs. volatilidades de los niveles de las variables explicativas

Variable	Varianza	$\frac{\sigma_{Variable}^2}{\sigma_{nivel\ PIB}^2}$	$\frac{\sigma_{nivel\ PIB}^2}{\sigma_{Variable}^2}$
Logaritmo del PIB de México	0.034332	1	1
<i>Variables del lado de la demanda agregada</i>			
Logaritmo del consumo	0.037757	1.099761	0.909288
Logaritmo de la inversión	0.072320	2.106489	0.474723
Logaritmo del gasto público	0.017447	0.508184	1.967788
Logaritmo de las exportaciones	0.444372	12.943376	0.077259
Logaritmo de las importaciones	0.536644	15.631014	0.063975
Logaritmo de la oferta monetaria	6.608723	192.494553	0.005194
<i>Variables por el lado de la oferta agregada</i>			
Residual de Solow	0.008543	0.248834	4.018728
<i>Variables externas</i>			
Logaritmo del PIB USA	0.051954	1.513282	0.660815
Logaritmo del tipo de cambio real	0.035329	1.029039	0.971779

En la tabla se puede ver que la volatilidad mas grande en términos absolutos resulta ser la del nivel de oferta monetaria, mientras que todas las otras variables consideradas tienen una varianza muy pequeña (en todos los casos menor que la unidad), siendo las más significativas aquellas dadas por el nivel de importaciones y exportaciones, ya que los niveles del consumo, la inversión, el gasto público, el PIB de USA y del tipo de cambio real tienen varianzas pequeñísimas, mientras que el nivel de la tecnología o de la productividad resulta tener una volatilidad ínfima.

De manera relativa podemos observar que la mayor volatilidad del nivel de una variable respecto a lo que lo hace el nivel del PIB en México resulta ser aquella dada por el nivel de oferta monetaria, mientras que nuevamente el nivel de importaciones y exportaciones resultan tener varianzas relativamente mayores a las del PIB. La inversión, el consumo, el PIB de USA y el tipo de cambio real tienen también varianzas relativas mayores a las del PIB de México; sin embargo, su magnitud no es tan grande. La fluctuación del nivel del gasto público así como de la tecnología o productividad son menores que la fluctuación del nivel del PIB en México, destacando la bajísima fluctuación relativa de la productividad o tecnología respecto a la fluctuación del PIB.

En la tercera columna de la tabla 4.3.2 podemos ver que la fluctuación del PIB respecto a otras variables resulta ser en mayor magnitud respecto a la de la productividad o nivel tecnológico, mientras que también es mayor que la del nivel de gasto público. En todos los demás casos, la volatilidad del nivel del PIB en México es menor, destacando la ínfima volatilidad respecto a la oferta monetaria.

Por lo tanto, podemos concluir que el PIB de México fluctúa más que el gasto público y mucho más que la tecnología o productividad, mientras que fluctúa menos que el consumo, la inversión, las exportaciones, las importaciones, la oferta monetaria, el PIB de USA y el nivel de precios de USA expresados en moneda nacional (tipo de cambio real).

5. Análisis econométrico

En esta sección realizaremos el análisis formal que nos permitirá determinar de manera cuantitativa la tendencia de largo plazo así como la dinámica de corto plazo de las variables empleadas en el trabajo, mediante un análisis econométrico de series de tiempo. Para efectos del enfoque del trabajo, nos interesa de manera particular la dinámica de corto plazo. Así entonces, comenzaremos por determinar el orden de integración de las series mediante las pruebas de raíces unitarias a cada una de ellas, para posteriormente realizar el análisis de cointegración y concluir con un modelo de corrección de error.

5.1 Orden de integración de las series

En la sección anterior se llevó a cabo el análisis gráfico en donde se observa a priori que la mayoría de series empleadas en el trabajo tienen una tendencia lineal, es decir, van cambiando sus valores con el tiempo, o bien, su media va oscilando alrededor de una tendencia creciente o decreciente. Lo anterior nos sugiere que las series no son estacionarias; sin embargo, una visualización gráfica no es suficiente para concluir la estacionariedad o no de una serie de tiempo, para ello se requiere la realización de pruebas formales, llamadas pruebas de raíces unitarias, que permitan determinar lo anterior. Antes de proceder a realizar el análisis formal definamos la estacionariedad.

Se dice que una serie de tiempo es estacionaria si:

$$E(X_1) = E(X_2) = \dots = E(X_n) = \mu$$

$$Var(X_1) = Var(X_2) = \dots = Var(X_n) = \sigma^2$$

y momentos de orden superior son constantes en el tiempo, es decir, los momentos no dependen del tiempo.

Cuando las series de tiempo económicas no son estacionarias, surgen dos problemas:

1. Los métodos convencionales de inferencia no son válidos, ya que no se puede utilizar la prueba t convencional puesto que no tiene la distribución usual.
2. Las regresiones entre estas variables producen resultados espúreos²⁰.

Así entonces, en esta sección se realizarán las pruebas de raíces unitarias que nos permitirán determinar si las series empleadas en el trabajo son estacionarias o no, y por consecuencia se obtendrá el orden de integración de las series, el cual vendrá dado por la cantidad de raíces unitarias que tenga cada una de ellas.

Definamos las series de tiempo de las variables empleadas en el trabajo como sigue²¹:

Logaritmo del PIB real de México = Y_t

Logaritmo del consumo = C_t

Logaritmo de la inversión = I_t

Logaritmo del gasto público = G_t

²⁰ Una regresión espúrea tiene una alta R^2 , los estadísticos t parecen ser significativos, pero los estimadores de Mínimos Cuadrados Ordinarios no son consistentes, y por consecuencia no se puede realizar inferencia económica con esos estimadores.

²¹ En todos los casos cuando se indica logaritmo se refiere al logaritmo natural de la serie.

Logaritmo de las exportaciones = X_t

Logaritmo de las importaciones = M_t

Logaritmo de la oferta monetaria = O_t

Tasa de inflación = TI_t

Tasa de interés doméstica = R_t

Residual de Solow = RS_t

Logaritmo del PIB real de USA = YE_t

Logaritmo del tipo de cambio real = TCR_t

Tasa de interés de USA = RE_t

Para cada una de las series definimos el siguiente modelo:

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.1.1)$$

el cual es un proceso autoregresivo de orden 1, $AR(1)$ ²².

De (5.1.1) restamos y_{t-1} de ambos lados y nos queda que:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.1.2)$$

donde: $\alpha = a_1 - 1$.

Partiendo de (5.1.2), Dickey y Fuller (1979), consideran tres diferentes ecuaciones de regresión que pueden ser usadas para probar la presencia de una raíz unitaria:

²² Para detalles de los procesos de la familia $ARMA(p, q)$ véase Enders (1995).

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.1.3)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.1.4)$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.1.5)$$

La diferencia entre las tres regresiones concierne a la presencia de los elementos determinísticos a_0 y $a_2 t$. Así, (5.1.3) es un modelo de caminata aleatoria puro, (5.1.4) añade un intercepto y (5.1.5) incluye tanto intercepto como una tendencia lineal. El parámetro de interés en todas las regresiones es α , ya que si $\alpha = 0$, lo cual equivale a que $a_1 = 1$ en (5.1.1), entonces la serie $\{y_t\}$ contiene una raíz unitaria, y por lo tanto la serie no es estacionaria en niveles y tendrá que ser diferenciada para volverla estacionaria.

La regresiones (5.1.3), (5.1.4) y (5.1.5) asumen que los errores son independientes y tienen varianza constante. Sin embargo, dada la imposibilidad de conocer el proceso verdadero que generó los datos de cada una de las series que disponemos en el trabajo, no se puede asegurar que los errores de cada una de ellas no estén correlacionados y su varianza sea independiente del tiempo. Además, no se puede asegurar tampoco que las series hayan sido generadas por un proceso puro $AR(1)$, existe la posibilidad de que hayan sido generados por un proceso $ARMA(p, q)$.

Said y Dickey (1984) muestran que incluyendo diferencias rezagadas en (5.1.2), se controla la posible autocorrelación en los residuales, así como es posible relajar el supuesto

que la serie es generada por un proceso $AR(1)$, dejando la posibilidad que las series sigan un proceso $AR(p)$ ²³. Por lo tanto, ellos proponen los siguientes modelos:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.6)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.7)$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.8)$$

Estas regresiones son equivalentes a (5.1.3), (5.1.4) y (5.1.5) respectivamente, sin embargo, ahora podemos evaluar la existencia de raíces unitarias en procesos autoregresivos de órdenes mayores a uno y controlar por autocorrelación residual, situaciones que son frecuentes en la práctica.

Las ecuaciones (5.1.6), (5.1.7) y (5.1.8) definen la prueba de Dickey-Fuller Aumentada y es la que utilizaremos para probar la existencia de raíces unitarias a cada una de las series.

Las series de que disponemos no sabemos a priori si solo tienen una raíz unitaria, por lo que Dickey y Pantula (1987), sugieren comenzar probando una cantidad mayor a uno de raíces unitarias hasta llegar a la prueba para una raíz unitaria. Por ello, comenzaremos por probar la posibilidad de que haya 3 raíces unitarias en cada una de las series, para

²³ Said y Dickey (1984) mostraron que un proceso $ARIMA(p,1,q)$ puede ser aproximado por un proceso autoregresivo $ARIMA(p,1,0)$ de orden no mayor a $T^{1/3}$.

posteriormente evaluar la posibilidad de que haya 2 raíces unitarias y terminar con la posibilidad de que haya una raíz unitaria en cada una de las series.

5.1.1 Pruebas para tres raíces unitarias

Cuando una serie en niveles tiene tres raíces unitarias, la primera diferencia de la serie (Δy_t) contiene dos raíces unitarias, la segunda diferencia de la serie $(\Delta^2 y_t)$ contiene una raíz unitaria, mientras que la tercera diferencia de la serie $(\Delta^3 y_t)$ es estacionaria.

Para determinar la posible existencia de tres raíces unitarias se corre la siguiente regresión para cada una de las series:

$$\Delta^3 y_t = a_0 + a_2 t + \alpha \Delta^2 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta^3 y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.1.1)$$

donde: α está definida como en (5.1.2).

(5.1.1.1) equivale a realizar la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (5.1.8), solamente que en este caso la prueba es sobre la segunda diferencia de cada una de las series y no sobre las series en niveles.

Un factor a considerar al correr (5.1.1.1) es la cantidad de rezagos a incluir en el término $\sum_{j=1}^k \theta_j \Delta^3 y_{t-j}$, es decir, determinar el valor de la k . Esto es importante porque al incluir muchos rezagos se reduce el poder de la prueba para rechazar la existencia de una raíz unitaria, dado que al incluir rezagos adicionales se necesita estimar parámetros

adicionales, lo cual ocasiona una pérdida de grados de libertad. Los grados de libertad se reducen dado que el número de parámetros estimados se ha incrementado y porque el número de observaciones está disminuyendo con cada rezago adicional. Por otro lado, al incluir pocos rezagos, el parámetro α y su respectivo error estándar no serán bien estimados, dado que no se estaría capturando de manera apropiada el proceso del error del periodo corriente.

Así entonces, Ng y Perron (1995) proponen una estrategia denominada general a lo específico, también conocida como K -max, que consiste en correr por Mínimos Cuadrados Ordinarios (5.1.8), (en nuestro caso 5.1.1.1), fijando un K arbitrariamente grande. Si para ese K (ese rezago), el parámetro estimado $\hat{\theta}_{K-\max}$ no es significativo, entonces se fija el número de rezagos en $K_{\max} - 1$ para la ecuación inicial y se repite sucesivamente el procedimiento hasta encontrar el primer parámetro $\hat{\theta}$ significativo. El rezago asociado a este parámetro significativo será el número de rezagos a incluir.

Por lo tanto, para determinar el número de rezagos corremos (5.1.1.1) por Mínimos Cuadrados Ordinarios para cada una de las series, comenzando en un número de rezagos $K_{\max} = 12$ que equivale a tres años de rezagos en las series dado que tenemos datos trimestrales. Los resultados obtenidos del parámetro estimado $\hat{\theta}$ y su respectivo estadístico t se muestran en la tabla (5.1.1.1).

Tabla 5.1.1.1 Parámetro $\hat{\theta}$ estimado en la regresión (5.1.1.1) para cada serie. El estadístico t asociado a cada parámetro estimado se muestra entre paréntesis²⁴

	$k = 12$	$k = 11$	$k = 10$	$k = 9$	$k = 8$	$k = 7$	$k = 6$	$k = 5$	$k = 4$	$k = 3$	$k = 2$	$k = 1$
Y_t	.009 (.084)	.221 (2.08)	.099 (.913)	.194 (1.85)	-.067 (-.61)	.186 (1.75)	.059 (.555)	.237 (2.26)	.0006 (.006)	.234 (2.28)	.287 (2.87)	.030 (.294)
C_t	.103 (.892)	.199 (1.77)	.097 (.865)	.019 (.170)	.032 (.296)	.119 (1.07)	-.017 (-.16)	.202 (1.86)	.097 (.898)	.279 (2.70)	.217 (2.11)	.151 (1.45)
I_t	.195 (1.86)	.078 (.746)	.115 (1.11)	.165 (1.63)	.108 (.997)	-.011 (-.10)	.208 (1.96)	.183 (1.73)	.014 (.137)	.190 (1.83)	.162 (1.57)	.123 (-.08)
G_t	.015 (.171)	.164 (1.90)	.101 (1.17)	.177 (2.13)	.094 (1.04)	.200 (2.30)	-.047 (-.53)	.034 (.378)	.318 (3.67)	.321 (3.25)	.354 (3.67)	.487 (-.21)
X_t	-.013 (-.12)	.205 (2.07)	-.014 (-.141)	.045 (.455)	-.019 (-.20)	.049 (.499)	.054 (.534)	.223 (2.28)	.259 (2.67)	.264 (2.57)	.368 (3.76)	.354 (3.63)
M_t	.211 (2.54)	.102 (1.19)	.064 (.715)	.195 (2.18)	.221 (2.47)	.055 (.592)	.110 (1.16)	-.079 (-.76)	.243 (2.35)	.201 (1.94)	.048 (.457)	.167 (1.63)
O_t	-.067 (-.64)	.031 (.304)	.201 (2.02)	.035 (.352)	-.051 (-.51)	-.022 (-.21)	.204 (1.95)	.063 (.588)	.045 (.428)	-.084 (-.80)	.119 (1.14)	.247 (2.44)
TI_t	.156 (1.42)	-.016 (-.15)	.297 (2.82)	.099 (.914)	.044 (.415)	.007 (.072)	.277 (2.69)	.136 (1.27)	.124 (1.17)	.098 (.936)	.333 (3.38)	.493 (5.46)
R_t	.109 (.930)	.056 (.484)	.049 (.429)	.151 (1.34)	.154 (1.38)	.175 (1.59)	.018 (.169)	.141 (1.31)	-.009 (-.08)	.394 (4.03)	.271 (2.67)	.536 (6.09)
RS_t	-.009 (-.09)	.055 (.550)	.241 (2.44)	.067 (.658)	.007 (.064)	.050 (.472)	.209 (1.99)	.037 (.355)	.047 (.445)	.108 (1.04)	.243 (2.41)	.142 (1.39)
YE_t	.108 (1.29)	.114 (1.38)	-.083 (-1.01)	-.153 (-1.8)	.034 (.412)	.265 (3.45)	-.029 (-.34)	.142 (1.68)	.242 (2.94)	.072 (.851)	.051 (.559)	.101 (1.09)
TCR_t	.284 (2.97)	.147 (1.49)	.104 (1.05)	.182 (1.90)	.073 (.749)	.165 (1.71)	.116 (1.20)	.145 (1.33)	.009 (.108)	-.013 (-.12)	.124 (1.18)	.425 (4.50)
RE_t	-.002 (-.03)	-.006 (-.10)	.160 (2.56)	-.036 (-.55)	.058 (.905)	.103 (1.62)	.338 (5.90)	-.162 (-2.3)	-.006 (-.08)	.349 (5.01)	-.021 (-.27)	.312 (4.43)

²⁴ En todas las series se corrió el modelo mas general dado por (5.1.1.1) que contiene intercepto y tendencia lineal, además también se corrieron los modelos con intercepto y sin intercepto ni tendencia. Sin embargo, los valores obtenidos son muy parecidos en los tres casos siendo la diferencia básica hasta después del cuarto decimal, por lo que solo se muestran en la tabla los valores obtenidos para el modelo más general. Más adelante se determinará el modelo adecuado de los tres posibles para cada serie, mediante pruebas de hipótesis sobre los parámetros determinísticos.

Para determinar cual de los coeficientes asociados a los rezagos de la tabla (5.1.1.1) para cada una de las variables son significativos, se realiza la siguiente prueba de hipótesis:

$$H_0 : \left| \hat{\theta}_i \right| = 0$$

vs. (5.1.1.2)

$$H_a : \left| \hat{\theta}_i \right| \neq 0$$

donde: $\left| \hat{\theta}_i \right|$ corresponde al valor absoluto del i-ésimo parámetro estimado asociado con cada variable y con cada rezago de la tabla (5.1.1.1).

El estadístico de prueba será el estadístico de la distribución t dado por $t = \frac{\hat{\theta}_i - 0}{\hat{\sigma}_{\hat{\theta}}}$.

La regla de decisión será: si $t_{\text{calculado}} > \text{Percentil de la distribución } t$ con 83, 84, 85...94 grados de libertad²⁵ respectivamente para cada uno de los valores del coeficiente estimado asociado a $k = 12, 11, 10, \dots, 1$ rezagos, entonces rechazamos H_0 en favor de H_a y concluimos que el parámetro $\hat{\theta}$ es significativamente distinto de cero.

Por lo tanto, de la tabla (5.1.1.1) checamos los valores del estadístico t calculados y comparamos contra el valor crítico de la distribución t con 60 grados de libertad²⁶ al 95%

²⁵ Los grados de libertad fueron escogidos como número de observaciones menos número de parámetros estimados. En este caso como las series están en segundas diferencias, hemos perdido dos observaciones y por eso el número máximo de observaciones es de 98. Además, en los parámetros estimados estamos considerando todos los asociados a los rezagos $\hat{\theta}$, así como los correspondientes a \hat{a}_0 , \hat{a}_2 y $\hat{\alpha}$.

²⁶ El valor de la distribución t mas cercano a la cantidad de grados de libertad que necesitamos, es de 60 g.l. por lo que es el valor contra el que se decidió comparar para todas las series, al no tener disponibles los valores exactos del percentil de la distribución t asociados a cada cantidad de grados de libertad que necesitamos.

de confianza el cual es de 2.0. Los rezagos asociados a cada coeficiente que resultó significativo de acuerdo a la regla de decisión enunciada en el párrafo anterior se muestran en la tabla (5.1.1.2). Además, de acuerdo al criterio de $K - \max$ (Ng y Perrón 1995), anteriormente enunciado, en la misma tabla se muestran el número de rezagos a incluir en la regresión (5.1.1.1) para cada una de las series.

Tabla (5.1.1.2). Rezagos asociados a cada coeficiente que resultó significativo en (5.1.1.1) y rezagos a incluir en cada serie de acuerdo al criterio de $k - \max$

Variable	Rezagos asociados a cada coeficiente significativo	Número de rezagos a incluir de acuerdo al criterio de Ng y Perrón (1995)
Y_t	11, 5, 3, 2	11
C_t	3, 2	2
I_t	Ninguno	0
G_t	9, 7, 4, 3, 2	9
X_t	11, 5, 4, 3, 2, 1	11
M_t	12, 9, 8, 4	12
O_t	10, 1	10
TI_t	10, 6, 2, 1	10
R_t	3, 2, 1	3
RS_t	10, 2	10
YE_t	7, 4	7
TCR_t	12	12
RE_t	10, 6, 5, 3, 1	10

Sin embargo, una vez que ya se tienen determinados la cantidad de rezagos a incluir en (5.1.1.1), para poder realizar la prueba de raíz unitaria a las segundas diferencias de las series, debemos determinar antes si el modelo para cada serie debe de incluir intercepto,

tendencia lineal e intercepto o ninguna de las dos cosas, por lo que Dickey-Fuller (1981) sugieren realizar una prueba conjunta sobre los parámetros determinísticos en los siguientes tres modelos:

$$\Delta^3 y_t = \alpha \Delta^2 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta^3 y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.1.3)$$

$$\Delta^3 y_t = a_0 + \alpha \Delta^2 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta^3 y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.1.4)$$

$$\Delta^3 y_t = a_0 + a_2 t + \alpha \Delta^2 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta^3 y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.1.5)$$

Así, para discriminar entre (5.1.1.3) y (5.1.1.4) en cada una de las series se realiza la siguiente prueba de hipótesis:

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha = a_0 = 0 \\ \text{vs.} \\ H_a : \alpha \neq a_0 \neq 0 \end{aligned} \quad (5.1.1.6)$$

El estadístico de prueba será el estadístico F proporcionado por Dickey y Fuller (1981) (denominado ϕ_1), y el cual es construido de manera relativamente parecida al estadístico F ordinario dado por:

$$\phi_1 = \frac{\left[\text{RSS}_{\text{modelo restringido}} - \text{RSS}_{\text{modelo no restringido}} \right] / r}{\text{RSS}_{\text{modelo no restringido}} / (T - K)} \quad (5.1.1.7)$$

donde: $\text{RSS}_{\text{modelo restringido}}$ y $\text{RSS}_{\text{modelo no restringido}}$ corresponden a la suma de los residuales al cuadrado de los modelos restringido y no restringido respectivamente.

r es el número de restricciones.

T es el número de observaciones.

K es el número de parámetros estimados del modelo no restringido.

La regla de decisión será: si $\phi_{1\text{ calculado}} > \phi_1$, entonces rechazamos H_0 a favor de H_a y concluimos que el modelo correcto es (5.1.1.3), es decir el modelo correcto tendrá que llevar intercepto.

Para discriminar entre (5.1.1.3) y (5.1.1.5) en cada una de las series se realiza la siguiente prueba de hipótesis:

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha = a_0 = a_2 = 0 \\ \text{vs.} \qquad \qquad \qquad (5.1.1.8) \\ H_a : \alpha \neq a_0 \neq a_2 \neq 0 \end{aligned}$$

El estadístico de prueba está dado por (5.1.1.7), solamente que ahora se tiene que comparar el valor ϕ calculado contra los valores ϕ proporcionados por Dickey y Fuller (1981) denominados ϕ_2 . La regla de decisión será: si $\phi_{2\text{ calculado}} > \phi_2$ entonces rechazamos H_0 a favor de H_a y concluimos que el modelo correcto es (5.1.1.5), es decir el modelo correcto tendrá que llevar intercepto y tendencia lineal.

Por último, para discriminar entre (5.1.1.4) y (5.1.1.5) en cada una de las series se realiza la siguiente prueba de hipótesis:

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha = a_2 = 0 \\ \text{vs.} \qquad \qquad \qquad (5.1.1.9) \\ H_a : \alpha \neq a_2 \neq 0 \end{aligned}$$

El estadístico de prueba está dado por (5.1.1.7) solamente que ahora se tiene que comparar el valor $\hat{\phi}$ calculado contra los valores $\hat{\phi}$ proporcionados por Dickey y Fuller (1981) denominados ϕ_3 . La regla de decisión será: si $\hat{\phi}_{3 \text{ calculado}} > \phi_3$ entonces rechazamos H_0 a favor de H_a y concluimos que el modelo correcto es (5.1.1.5), es decir el modelo correcto tendrá que llevar intercepto y tendencia lineal.

Así entonces, estimamos los parámetros de los modelos (5.1.1.3), (5.1.1.4) y (5.1.1.5) por Mínimos Cuadrados Ordinarios, y se obtiene en cada caso el valor de la Suma de los Residuales al Cuadrado RSS . Los resultados se muestran en la tabla (5.1.1.3). En cada caso los modelos se estiman tomando en cuenta el número de rezagos obtenidos en tabla (5.1.1.2).

Tabla (5.1.1.3). Parámetros estimados para (5.1.1.3), (5.1.1.4) y (5.1.1.5) así como sus respectivos valores RSS calculados en cada una de las series

	Rezagos	Modelo (5.1.1.3)	Modelo (5.1.1.4)	Modelo (5.1.1.5)
Y_t	11	$\alpha = -6.01$ $RSS = 0.0138$	$a_0 = 0.0006$ $\alpha = -6.01$ $RSS = 0.0137$	$a_0 = 0.001$ $a_2 = -0.00002$ $\alpha = -6.006$ $RSS = 0.0137$
C_t	2	$\alpha = -2.002$ $RSS = 0.0371$	$a_0 = -6.58E - 06$ $\alpha = -2.02$ $RSS = 0.0371$	$a_0 = -0.001$ $a_2 = 2.0E - 05$ $\alpha = -2.006$ $RSS = 0.0371$
I_t	0	$\alpha = -1.38$ $RSS = 0.3626$	$a_0 = -6.85E - 05$ $\alpha = -1.38$ $RSS = 0.3626$	$a_0 = -0.0023$ $a_2 = -4.54E - 05$ $\alpha = -1.38$ $RSS = 0.3624$
G_t	9	$\alpha = -9.50$ $RSS = 0.0595$	$a_0 = -0.0006$ $\alpha = -9.53$ $RSS = 0.0595$	$a_0 = 0.0014$ $a_2 = -3.69E - 05$ $\alpha = -9.48$ $RSS = 0.0594$

X_t	11	$\alpha = -7.71$ $RSS = 0.2667$	$a_0 = -0.0022$ $\alpha = -7.76$ $RSS = 0.2663$	$a_0 = -0.0116$ $a_2 = 0.0001$ $\alpha = -7.86$ $RSS = 0.2648$
M_t	12	$\alpha = -5.66$ $RSS = 0.2741$	$a_0 = 0.0040$ $\alpha = -5.77$ $RSS = 0.2727$	$a_0 = 0.027$ $a_2 = -0.003$ $\alpha = -6.36$ $RSS = 0.2659$
O_t	10	$\alpha = -2.03$ $RSS = 0.0613$	$a_0 = -0.0017$ $\alpha = -2.09$ $RSS = 0.0611$	$a_0 = 0.0012$ $a_2 = -5.31E - 05$ $\alpha = -2.11$ $RSS = 0.0609$
TI_t	10	$\alpha = -7.14$ $RSS = 110.48$	$a_0 = -0.0398$ $\alpha = -7.16$ $RSS = 110.35$	$a_0 = -0.2287$ $a_2 = 0.0033$ $\alpha = -7.25$ $RSS = 109.74$
R_t	3	$\alpha = -3.67$ $RSS = 12046.6$	$a_0 = -0.0367$ $\alpha = -3.67$ $RSS = 12046.51$	$a_0 = -0.4158$ $a_2 = 0.0072$ $\alpha = -3.67$ $RSS = 12042.93$
RS_t	10	$\alpha = -5.70$ $RSS = 0.0201$	$a_0 = -0.0010$ $\alpha = -5.70$ $RSS = 0.0200$	$a_0 = -0.0054$ $a_2 = 7.94E - 05$ $\alpha = -5.76$ $RSS = 0.0197$
YE_t	7	$\alpha = -2.80$ $RSS = 0.0020$	$a_0 = 0.0002$ $\alpha = -2.82$ $RSS = 0.0020$	$a_0 = 0.0010$ $a_2 = -1.45E - 05$ $\alpha = -2.85$ $RSS = 0.0020$
TCR_t	12	$\alpha = -6.98$ $RSS = 0.2552$	$a_0 = -0.0015$ $\alpha = -6.99$ $RSS = 0.2550$	$a_0 = -0.0145$ $a_2 = 0.0002$ $\alpha = -7.19$ $RSS = 0.2525$
RE_t	10	$\alpha = -3.07$ $RSS = 11.47$	$a_0 = 0.0165$ $\alpha = -3.08$ $RSS = 11.44$	$a_0 = 0.0073$ $a_2 = 0.0001$ $\alpha = -3.08$ $RSS = 11.44$

A partir de los valores RSS de la tabla (5.1.1.3), calculamos los estadísticos ϕ dados por (5.1.1.7) para cada una de las pruebas de hipótesis (5.1.1.6), (5.1.1.8) y (5.1.1.9) y para cada una de las series. Los resultados obtenidos se muestran en la tabla (5.1.1.4).

Una vez que se tienen los resultados de las pruebas de hipótesis se comparan los valores obtenidos con los valores críticos de la distribución ϕ de Dickey-Fuller (1981) que son los siguientes:

- ✓ Para la prueba de hipótesis (5.1.1.6) el valor crítico de la distribución ϕ de Dickey-Fuller con 95% de confianza y 100 observaciones es de $\phi_1 = 4.71$.
- ✓ Para el caso de (5.1.1.8), el valor crítico a comparar en la distribución ϕ de Dickey-Fuller con 95% de confianza y 100 observaciones es de $\phi_2 = 4.88$.
- ✓ Para el caso de (5.1.1.9), el valor crítico de la distribución ϕ de Dickey-Fuller con 95% de confianza y 100 observaciones es de $\phi_3 = 6.49$.

Por lo tanto, de acuerdo a la regla de decisión enunciada para cada caso se obtienen los resultados que se muestran en la tabla (5.1.1.4).

Al realizar la prueba (5.1.1.6) podemos notar que en todos los casos aceptamos la hipótesis nula, por lo que nos quedamos con el modelo (5.1.1.3). Al realizar la prueba (5.1.1.8), en todos los casos aceptamos H_0 , por lo que nos quedamos con el modelo (5.1.1.3), mientras que al realizar la prueba (5.1.1.9), en todos los casos aceptamos la hipótesis nula, por lo que nos quedamos con el modelo (5.1.1.4), sin embargo por la prueba (5.1.1.6) nos quedamos con el modelo (5.1.1.3) el cual no incluye intercepto ni tendencia lineal. Los resultados anteriores se muestran en la última columna de la tabla (5.1.1.4).

Tabla (5.1.1.4). Valores calculados del estadístico ϕ en (5.1.1.1) para las pruebas de hipótesis (5.1.1.6), (5.1.1.8) y (5.1.1.9) en cada una de las series en segundas diferencias

	Prueba (5.1.1.6)	Prueba (5.1.1.8)	Prueba (5.1.1.9)	Modelo final
Y_t	0.3102	0.2043	0	Sin intercepto ni tendencia lineal
C_t	0	0	0	Sin intercepto ni tendencia lineal
I_t	0	0.0174	0.0262	Sin intercepto ni tendencia lineal
G_t	0	0.0482	0.0723	Sin intercepto ni tendencia lineal
X_t	0.0638	0.2009	0.2379	Sin intercepto ni tendencia lineal
M_t	0.2156	0.8532	1.0613	Sin intercepto ni tendencia lineal
O_t	0.1407	0.1860	0.1395	Sin intercepto ni tendencia lineal
TI_t	0.0506	0.1910	0.2362	Sin intercepto ni tendencia lineal
R_t	0.0005	0.0094	0.0136	Sin intercepto ni tendencia lineal
RS_t	0.215	0.5752	0.6472	Sin intercepto ni tendencia lineal
YE_t	0	0	0	Sin intercepto ni tendencia lineal
TCR_t	0.0329	0.2958	0.4108	Sin intercepto ni tendencia lineal
RE_t	0.1127	0.0743	0	Sin intercepto ni tendencia lineal

Así entonces, ahora que ya se ha determinado con pruebas formales el número de rezagos a incluir y el tipo de modelo a incluir se está en posibilidad de realizar la prueba de raíz unitaria.

La prueba que se utilizará en todas las series es la Dickey-Fuller Aumentada, dada por (5.1.1.3):

$$\Delta^3 y_t = \alpha \Delta^2 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta^3 y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.1.3)$$

en donde el número de rezagos a incluir en cada serie es el dado por la tabla (5.1.1.2).

Para cada serie se estima el parámetro α (el cual ya fue obtenido en tabla (5.1.1.3)

tercera columna) y se calcula su respectivo estadístico t de la siguiente manera: $t_{\alpha}^{\wedge} = \frac{\alpha^{\wedge} - 1}{\sigma_{\alpha}^{\wedge}}$.

Una vez que se tienen los valores anteriores, se realiza la siguiente prueba de hipótesis:

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha &= 0 \\ vs & \\ H_a : \alpha &< 0 \end{aligned} \quad (5.1.1.10)$$

donde α está definida como en (5.1.2).

Si $\alpha = 0$, lo cual equivale a que $a_1 = 1$ en (5.1.1), entonces la segunda diferencia de la serie tendrá una raíz unitaria, y por lo tanto no será estacionaria y tendrá que ser diferenciada una vez más para volverla estacionaria, es decir, la serie en terceras diferencias será estacionaria. El valor crítico de la distribución de Dickey-Fuller contra el cual se comparan los valores obtenidos del estadístico t calculado es el siguiente²⁷: tomando la parte sin constante ni tendencia con 95% de confianza y 100 observaciones es: -1.95. La regla de decisión será: si $\tau_{calculado}^{\wedge} < \tau_{Dickey-Fuller_{95\%}}$, entonces rechazamos H_0 y concluimos que el proceso que genera a la serie en segundas diferencias es estacionario. Así entonces, los resultados obtenidos al aplicar la regresión (5.1.1.3) a cada serie, así como la inferencia

²⁷ Este valor corresponde a la distribución t de Dickey-Fuller sin incluir el término $\sum_{j=1}^k \theta_j \Delta^3 y_{t-j}$, sin embargo, Said y Dickey (1984) mostraron los valores de las distribuciones asintóticas de la distribución t de Dickey-Fuller son los mismos cuando se usa la regresión aumentada por el término $\sum_{j=1}^k \theta_j \Delta^3 y_{t-j}$, que cuando se usa la regresión sin ese término.

respectiva al aplicar la prueba de hipótesis (5.1.1.10) son dados en la tabla (5.1.1.5). La misma tabla resume los resultados generales obtenidos en esta sección.

Tabla (5.1.1.5) Valores del estadístico t calculados en cada serie al aplicar la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) (5.1.1.3) e inferencia al aplicar la prueba de hipótesis (5.1.1.10)

	Rezagos	Modelo	$t_{calculado}$	Inferencia
Y_t	11	Sin intercepto ni tendencia lineal	-5.64	No hay una raíz unitaria en la serie en segundas diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(3)$ ²⁸
C_t	2	Sin intercepto ni tendencia lineal	-8.38	No hay una raíz unitaria en la serie en segundas diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(3)$
I_t	0	Sin intercepto ni tendencia lineal	-14.76	No hay una raíz unitaria en la serie en segundas diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(3)$
G_t	9	Sin intercepto ni tendencia lineal	-6.92	No hay una raíz unitaria en la serie en segundas diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(3)$
X_t	11	Sin intercepto ni tendencia lineal	-4.25	No hay una raíz unitaria en la serie en segundas diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(3)$
M_t	12	Sin intercepto ni tendencia lineal	-5.19	No hay una raíz unitaria en la serie en segundas diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(3)$
O_t	10	Sin intercepto ni tendencia lineal	-3.84	No hay una raíz unitaria en la serie en segundas diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(3)$
TI_t	10	Sin intercepto ni tendencia lineal	-5.64	No hay una raíz unitaria en la serie en segundas diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(3)$
R_t	3	Sin intercepto ni tendencia lineal	-10.64	No hay una raíz unitaria en la serie en segundas diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(3)$
RS_t	10	Sin intercepto ni tendencia lineal	-6.08	No hay una raíz unitaria en la serie en segundas diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(3)$
YE_t	7	Sin intercepto ni tendencia lineal	-6.25	No hay una raíz unitaria en la serie en segundas diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(3)$
TCR_t	12	Sin intercepto ni tendencia lineal	-6.00	No hay una raíz unitaria en la serie en segundas diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(3)$
RE_t	10	Sin intercepto ni tendencia lineal	-5.03	No hay una raíz unitaria en la serie en segundas diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(3)$

²⁸ $I(3)$ significa que la serie es integrada de orden 3 y por lo tanto se tiene que diferenciar tres veces para volverla estacionaria.

La tabla nos muestra que todos los valores $\hat{\tau}$ calculados para las series en segundas diferencias son menores que el valor crítico de la distribución de Dickey-Fuller al 95% de confianza, y por lo tanto, en todos los casos se rechaza la hipótesis nula. De esta manera se concluye que no hay tres raíces unitarias en todas las series en niveles.

5.1.2 Pruebas para dos raíces unitarias

Cuando una serie de tiempo en niveles (y_t) tiene dos raíces unitarias, la primera diferencia de la serie (Δy_t) contiene una raíz unitaria mientras que la segunda diferencia de la serie $(\Delta^2 y_t)$ es estacionaria.

En la sección anterior ya probamos que ninguna de las series de tiempo que estamos empleando en el trabajo contiene tres raíces unitarias, por lo que de acuerdo al procedimiento de Dickey y Pantula (1987), ahora realizaremos las pruebas correspondientes para determinar la posible existencia de dos raíces unitarias en las series.

En este caso realizaremos el mismo procedimiento que para el caso de tres raíces unitarias, por lo que dado que el procedimiento completo y la justificación de cada prueba realizada ya fue descrita en el caso anterior, solamente nos limitaremos a expresar los resultados de las pruebas.

Así entonces, para determinar la posible existencia de dos raíces unitarias se corre la siguiente regresión para cada una de las series:

$$\Delta^2 y_t = a_0 + a_2 t + \alpha \Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta^2 y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.2.1)$$

donde: $\alpha = a_1 - 1$ como en (5.1.2).

(5.1.2.1) es equivalente a realizar la prueba de Dickey-Fuller Aumentada sobre la primera diferencia de cada una de las series y no sobre los niveles de las series.

Comenzamos por determinar el número de rezagos a incluir en el término $\sum_{j=1}^k \theta_j \Delta^2 y_{t-j}$ de la misma manera como se realizó para el caso de tres raíces unitarias, es decir, siguiendo la estrategia propuesta por Ng y Perrón (1995), comenzando por un número de rezagos $K_{\max} = 12$. Se corre entonces (5.1.2.1) por Mínimos Cuadrados Ordinarios y los resultados obtenidos del parámetro estimado $\hat{\theta}$ y su respectivo estadístico t se muestran en la tabla (5.1.2.1).

A continuación se realiza la prueba de hipótesis dada por (5.1.1.2) de la sección anterior para determinar el nivel de significancia de los parámetros estimados, y determinar el rezago asociado a cada parámetro significativo para cada una de las variables. Así, de acuerdo a esa prueba checamos de la tabla (5.1.2.1) los valores del estadístico t calculados y se comparan con el valor crítico de la distribución t con 60 grados de libertad al 95% de confianza el cual es de 2.0. Los rezagos asociados a cada coeficiente que resultó significativo de acuerdo a la regla de decisión enunciada en la prueba (5.1.2.1) se muestran

en la tabla (5.1.2.2). Al igual que en el caso anterior, en la misma tabla se muestran el número de rezagos a incluir en la regresión (5.1.2.1) para cada una de las series.

Tabla 5.1.2.1. $\hat{\theta}$ Parámetro $\hat{\theta}$ estimado en la regresión (5.1.2.1) para cada serie. El estadístico t asociado a cada parámetro estimado se muestra entre paréntesis²⁹

	$k = 12$	$k = 11$	$k = 10$	$k = 9$	$k = 8$	$k = 7$	$k = 6$	$k = 5$	$k = 4$	$k = 3$	$k = 2$	$k = 1$
Y_t	-.130 (-1.1)	.020 (.187)	-.053 (-.498)	.215 (2.03)	-.037 (-.34)	.102 (.970)	-.034 (-.32)	.198 (1.93)	-.020 (-.20)	-.014 (-.14)	.249 (2.50)	-.102 (-1.0)
C_t	-.086 (-.75)	.038 (.336)	.116 (1.03)	.093 (.836)	.018 (.163)	.152 (1.39)	-.053 (-.48)	.074 (.696)	-.081 (-.76)	.038 (.365)	.136 (1.32)	-.078 (-.75)
I_t	.035 (.336)	.010 (.104)	-.019 (-.18)	.062 (.568)	.169 (1.58)	-.037 (-.34)	.027 (.259)	.193 (1.87)	.023 (.223)	.077 (.753)	.121 (1.16)	-.082 (-.80)
G_t	-.105 (-1.1)	-.023 (-.27)	-.078 (-.91)	.060 (.684)	-.022 (-.25)	.220 (2.63)	.118 (1.38)	-.085 (-1.0)	-.014 (-.14)	.069 (.677)	.118 (1.16)	.256 (2.61)
X_t	-.106 (-1.05)	.121 (1.22)	.054 (.552)	.108 (1.11)	.029 (.298)	.028 (.277)	-.123 (-1.2)	-.108 (-1.0)	-.029 (-.28)	-.040 (-.38)	.106 (1.02)	.049 (.477)
M_t	-.018 (-.23)	.049 (.606)	-.077 (-.88)	-.078 (-.85)	.104 (1.11)	.050 (.523)	.242 (2.43)	-.087 (-.82)	.007 (.074)	.172 (1.68)	.052 (.513)	-.110 (-1.0)
O_t	.012 (.126)	-.144 (-1.4)	.026 (.266)	.105 (1.05)	.078 (.768)	-.146 (-1.3)	.017 (.159)	.037 (.350)	.154 (1.48)	-.048 (-.46)	-.150 (-1.4)	-.042 (-.41)
TI_t	.174 (1.60)	-.106 (-.97)	.130 (1.21)	.168 (1.59)	.170 (1.58)	-.084 (-.78)	.108 (1.00)	.124 (1.17)	.145 (1.38)	-.050 (-.48)	-.042 (-.40)	.318 (3.26)
R_t	.052 (.448)	.060 (.524)	-.035 (-.31)	-.015 (-.13)	-.012 (-.11)	.148 (1.35)	.023 (.217)	.169 (1.59)	-.203 (-1.9)	.034 (.321)	-.083 (-.79)	.316 (3.22)
RS_t	.028 (.277)	-.122 (-1.2)	.071 (.701)	.127 (1.18)	.076 (.715)	-.055 (-.51)	.127 (1.21)	.113 (1.08)	.049 (.481)	-.061 (-.59)	.077 (.757)	-.229 (-2.3)
YE_t	-.026 (-.31)	.163 (2.10)	.201 (2.65)	.009 (.118)	-.188 (-2.5)	.128 (1.68)	-.048 (-.59)	-.125 (-1.5)	.074 (.901)	.084 (.917)	.047 (.510)	-.130 (-1.3)
TCR_t	-.042 (-.42)	.025 (.255)	-.028 (-.29)	.105 (1.08)	.013 (.140)	.085 (.880)	.087 (.796)	.205 (1.93)	.189 (1.79)	.041 (.394)	-.198 (-1.9)	-.029 (-.28)
RE_t	.066 (.979)	-.090 (-1.3)	.119 (1.84)	.016 (.251)	-.018 (-.28)	-.190 (-2.9)	.329 (5.37)	.133 (1.68)	-.187 (-2.4)	.230 (3.09)	-.079 (-1.0)	.210 (2.25)

²⁹ Al igual que como se indicó en el caso para tres raíces unitarias, los resultados aquí mostrados corresponden al modelo más general dado por (5.1.2.1) que contiene intercepto y tendencia lineal por las mismas razones especificadas en aquel caso.

Tabla (5.1.2.2). Rezagos asociados a cada coeficiente que resultó significativo en (5.1.2.1) y rezagos a incluir en cada serie de acuerdo al criterio de $k - \max$

Variable	Rezagos asociados a cada coeficiente significativo	Número de rezagos a incluir de acuerdo al criterio de Ng y Perrón (1995)
Y_t	9, 2	9
C_t	Ninguno	0
I_t	Ninguno	0
G_t	7, 1	7
X_t	Ninguno	0
M_t	6	6
O_t	Ninguno	0
TI_t	1	1
R_t	1	1
RS_t	1	1
YE_t	11, 10, 8	11
TCR_t	Ninguno	0
RE_t	7, 6, 4, 3, 1	7

Una vez que ya se tienen determinados la cantidad de rezagos a incluir en (5.1.2.1), se procede a continuación a determinar si el modelo correcto para cada serie debe incluir un intercepto, tendencia lineal e intercepto o si el modelo será una caminata aleatoria pura, por lo que se realiza la prueba conjunta sobre los parámetros determinísticos en los siguientes tres modelos:

$$\Delta^2 y_t = \alpha \Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta^2 y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.2.2)$$

$$\Delta^2 y_t = a_0 + \alpha \Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta^2 y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.2.3)$$

$$\Delta^2 y_t = a_0 + a_2 t + \alpha \Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta^2 y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.2.4)$$

Para discriminar entre (5.1.2.2) y (5.1.2.3) se realiza la prueba de hipótesis (5.1.1.6) detallada en la sección anterior. Para discriminar entre (5.1.2.2) y (5.1.2.4) se realiza la prueba de hipótesis (5.1.1.8), mientras que para discriminar entre (5.1.2.3) y (5.1.2.4) se realiza la prueba de hipótesis dada por (5.1.1.9). Estas dos últimas pruebas también fueron detalladas en la sección anterior.

Así entonces, se estiman los parámetros de los modelos (5.1.2.2), (5.1.2.3) y (5.1.2.4) y se obtiene en cada caso el valor de la Suma de los Residuales al Cuadrado RSS . Los resultados se muestran en la tabla (5.1.2.3). Cabe aclarar que los tres modelos se estiman tomando en cuenta el número de rezagos obtenidos en la tabla (5.1.2.2).

Tabla (5.1.2.3). Parámetros estimados para (5.1.2.2), (5.1.2.3) y (5.1.2.4) así como sus respectivos valores RSS calculados en cada una de las series

	Rezagos	Modelo (5.1.2.2)	Modelo (5.1.2.3)	Modelo (5.1.2.4)
Y_t	9	$\alpha = -0.44$ $RSS = 0.0158$	$a_0 = 0.006$ $\alpha = -1.03$ $RSS = 0.0143$	$a_0 = 0.001$ $a_2 = 9.56E - 05$ $\alpha = -1.20$ $RSS = 0.0138$
C_t	0	$\alpha = -0.66$ $RSS = 0.0330$	$a_0 = 0.005$ $\alpha = -0.75$ $RSS = 0.0308$	$a_0 = 0.002$ $a_2 = 5.57E - 05$ $\alpha = -0.76$ $RSS = 0.0306$
I_t	0	$\alpha = -0.64$ $RSS = 0.2886$	$a_0 = 0.0033$ $\alpha = -0.65$ $RSS = 0.2875$	$a_0 = -0.005$ $a_2 = 0.0001$ $\alpha = -0.66$ $RSS = 0.2849$

G_t	7	$\alpha = -1.76$ $RSS = 0.0671$	$a_0 = -0.009$ $\alpha = -2.51$ $RSS = 0.0615$	$a_0 = 0.01$ $a_2 = -0.0001$ $\alpha = -2.67$ $RSS = 0.0603$
X_t	0	$\alpha = -1.15$ $RSS = 0.4360$	$a_0 = -0.02$ $\alpha = -1.29$ $RSS = 0.3649$	$a_0 = 0.02$ $a_2 = -2.77E - 05$ $\alpha = -1.29$ $RSS = 0.3648$
M_t	6	$\alpha = -0.70$ $RSS = 0.5160$	$a_0 = 0.01$ $\alpha = -0.78$ $RSS = 0.5060$	$a_0 = -0.01$ $a_2 = 0.0005$ $\alpha = -0.89$ $RSS = 0.4859$
O_t	0	$\alpha = -0.05$ $RSS = 0.0985$	$a_0 = -0.01$ $\alpha = -0.15$ $RSS = 0.0935$	$a_0 = 0.04$ $a_2 = -0.0004$ $\alpha = -0.28$ $RSS = 0.0862$
TI_t	1	$\alpha = -1.21$ $RSS = 121.52$	$a_0 = -0.02$ $\alpha = -1.21$ $RSS = 121.46$	$a_0 = 0.06$ $a_2 = -0.001$ $\alpha = -1.21$ $RSS = 121.25$
R_t	1	$\alpha = -1.32$ $RSS = 11051.45$	$a_0 = -0.18$ $\alpha = -1.32$ $RSS = 11048.20$	$a_0 = 1.61$ $a_2 = -0.03$ $\alpha = -1.33$ $RSS = 10954.30$
RS_t	1	$\alpha = -0.65$ $RSS = 0.0261$	$a_0 = -0.001$ $\alpha = -0.67$ $RSS = 0.0259$	$a_0 = -0.001$ $a_2 = -3.84E - 06$ $\alpha = -0.67$ $RSS = 0.0259$
YE_t	11	$\alpha = -0.06$ $RSS = 0.0017$	$a_0 = 0.006$ $\alpha = -0.80$ $RSS = 0.0015$	$a_0 = 0.007$ $a_2 = -1.73E - 05$ $\alpha = -0.84$ $RSS = 0.0014$
TCR_t	0	$\alpha = -0.82$ $RSS = 0.4388$	$a_0 = -0.0008$ $\alpha = -0.82$ $RSS = 0.4387$	$a_0 = 0.009$ $a_2 = 0.0001$ $\alpha = -0.82$ $RSS = 0.4367$
RE_t	7	$\alpha = -0.52$ $RSS = 13.90$	$a_0 = 0.07$ $\alpha = -0.63$ $RSS = 13.53$	$a_0 = -0.16$ $a_2 = 0.001$ $\alpha = -0.65$ $RSS = 13.37$

A partir de los valores de la tabla (5.1.2.3), calculamos los estadísticos ϕ de Dickey-Fuller dados por (5.1.1.7) para cada una de las pruebas de hipótesis (5.1.1.6), (5.1.1.8) y (5.1.1.9), con la única diferencia de que ahora como las series están en primeras diferencias, el número total de observaciones es de 99, lo cual utilizaremos al calcular los grados de libertad. Los cálculos se realizan para cada una de las series y los resultados obtenidos se muestran en la tabla (5.1.2.4). Los valores críticos contra los cuales se comparan los valores obtenidos son los mismos especificados en la sección anterior, así como se usa la misma regla de decisión. Así, de acuerdo a esa regla de decisión, para cada caso los resultados obtenidos se muestran en la misma tabla (5.1.2.4).

Tabla (5.1.2.4). Valores calculados del estadístico ϕ en (5.1.1.7) para las pruebas de hipótesis (5.1.1.6), (5.1.1.8) y (5.1.1.9) en cada una de las series en primeras diferencias

	Prueba (5.1.1.6)	Prueba (5.1.1.8)	Prueba (5.1.1.9)	Modelo final
Y_t	4.61	4.20	1.57	Sin intercepto ni tendencia lineal
C_t	3.46	2.50	0.31	Sin intercepto ni tendencia lineal
I_t	0.18	0.41	0.43	Sin intercepto ni tendencia lineal
G_t	4.09	3.34	0.88	Sin intercepto ni tendencia lineal
X_t	9.45	6.24	0.01	Con intercepto
M_t	0.89	1.85	1.86	Sin intercepto ni tendencia lineal
O_t	2.59	4.56	4.06	Sin intercepto ni tendencia lineal
TI_t	0.02	0.07	0.08	Sin intercepto ni tendencia lineal
R_t	0.01	0.28	0.40	Sin intercepto ni tendencia lineal
RS_t	0.37	0.24	0	Sin intercepto ni tendencia lineal
YE_t	5.73	6.07	3.03	Con intercepto
TCR_t	0.01	0.15	0.21	Sin intercepto ni tendencia lineal
RE_t	1.23	1.17	0.53	Sin intercepto ni tendencia lineal

De las pruebas de hipótesis anteriores notemos que en el caso del logaritmo de las exportaciones y del logaritmo del PIB real de USA, cuando realizamos la prueba (5.1.1.6) rechazamos la hipótesis nula, por lo que el modelo correcto tendrá que llevar intercepto. Sin embargo, al aplicar la prueba (5.1.1.8) también rechazamos la hipótesis nula, por lo que el modelo correcto tendrá que llevar intercepto y tendencia lineal. Para discriminar entre estas dos posibilidades, en la prueba (5.1.1.9) no podemos rechazar la hipótesis nula, por lo que el modelo final solo llevará intercepto.

En todos los demás casos, al realizar la prueba (5.1.1.6) se acepta la hipótesis nula, por lo que el modelo correcto no lleva intercepto ni tendencia lineal. Al realizar la prueba (5.1.1.8) tampoco se puede rechazar la hipótesis nula en ningún caso por lo que el modelo correcto no lleva intercepto ni tendencia lineal. Al realizar la prueba (5.1.1.9) nuevamente en ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula, por lo que el modelo correcto es con intercepto, sin embargo por la prueba (5.1.1.6) concluimos que el modelo final no lleva intercepto ni tendencia lineal.

Una vez que ya se ha determinado el número de rezagos a incluir y el tipo de modelo para cada una de las series, procedemos a realizar la prueba de raíz unitaria a cada una de las primeras diferencias de las series, lo que nos permitirá determinar en cada caso si existen dos raíces unitarias en la serie en niveles.

La prueba relevante a utilizar en las series es la de Dickey-Fuller Aumentada, dada por (5.1.2.3):

$$\Delta^2 y_t = a_0 + \alpha \Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta^2 y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.2.3)$$

en donde el número de rezagos a incluir en cada serie está dado por la tabla (5.1.2.2) y el modelo correcto en cada caso está dado por tabla (5.1.2.4). Notemos que ninguna serie lleva tendencia lineal, razón por la cual no se muestra el término correspondiente a la tendencia lineal en la ecuación (5.1.2.3). Nuevamente $\alpha = a_1 - 1$ como en (5.1.2).

Así entonces, para cada serie se estima el parámetro α el cual ya fue obtenido en la tabla (5.1.2.3) tercer columna para $Y_t, C_t, I_t, G_t, M_t, O_t, TI_t, R_t, RS_t, TCR_t$ y RE_t y cuarta columna para X_t y YE_t . Para cada $\hat{\alpha}$ estimado se calcula su respectivo estadístico t

como:
$$t_{\hat{\alpha}} = \frac{\hat{\alpha} - 1}{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}}$$

Una vez que se tienen los valores del estadístico t anterior, se realiza la prueba de hipótesis dada por (5.1.1.10) de la sección anterior. De esta manera, si $\alpha = 0$, lo cual equivale a que $a_1 = 1$ en (5.1.1), entonces la primer diferencia de la serie tendrá una raíz unitaria, y por lo tanto no será estacionaria y tendrá que ser diferenciada una vez más para volverla estacionaria, es decir, la serie en segundas diferencias será estacionaria.

El valor crítico de la distribución de Dickey-Fuller contra el cual se comparan los valores obtenidos del estadístico t es el mismo que se utilizó en la sección anterior para las series sin constante ni tendencia lineal (-1.95), mientras que para las series con intercepto el valor crítico tomando la parte con constante al 95% de confianza y 100 observaciones es:

-2.89. La regla de decisión en ambos casos será: si $\hat{\tau}_{calculado} < \tau_{Dickey-Fuller\ 95\%}$ entonces rechazamos H_0 y concluimos que el proceso que genera a la serie en primeras diferencias es estacionario.

Así entonces, los resultados obtenidos al aplicar la regresión (5.1.2.3) así como la inferencia respectiva al aplicar la prueba (5.1.1.10) son dados en la tabla (5.1.2.5). La misma tabla resume los resultados obtenidos en cuanto al número de rezagos y el modelo correcto para cada serie.

Al observar los valores del estadístico t calculado para cada serie en primeras diferencias, se puede notar que con excepción del logaritmo de la oferta monetaria, en todos los demás casos, los valores referidos son menores que el valor respectivo de la distribución de Dickey-Fuller al 95% de confianza, y por lo tanto, en todos esos casos se rechaza la hipótesis nula de la prueba de hipótesis aplicada. Así se concluye que en todas las series referidas no hay dos raíces unitarias en las series en niveles ya que la primera diferencia no tiene una raíz unitaria.

Por lo que se refiere a la oferta monetaria, se puede notar que el valor del estadístico t calculado para la serie en primeras diferencias es mayor que el respectivo valor crítico de la distribución de Dickey-Fuller al 95% de confianza, y por lo tanto, aceptamos la hipótesis nula de la prueba de hipótesis respectiva, por lo que concluimos que la serie en niveles tiene dos raíces unitarias y la serie en primeras diferencias tiene una raíz unitaria. Así, esta serie tendrá que ser diferenciada dos veces para volverla estacionaria.

Tabla (5.1.2.5) Valores del estadístico t calculados en cada serie al aplicar la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) (5.1.2.3) e inferencia al aplicar la prueba de hipótesis (5.1.1.10)

	Rezagos	Modelo	$t_{calculado}$	Inferencia
Y_t	9	Sin intercepto ni tendencia lineal	-6.28	No hay una raíz unitaria en la serie en primeras diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(2)$ ³⁰
C_t	0	Sin intercepto ni tendencia lineal	-7.00	No hay una raíz unitaria en la serie en primeras diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(2)$
I_t	0	Sin intercepto ni tendencia lineal	-6.82	No hay una raíz unitaria en la serie en primeras diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(2)$
G_t	7	Sin intercepto ni tendencia lineal	-4.38	No hay una raíz unitaria en la serie en primeras diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(2)$
X_t	0	Con intercepto	-13.22	No hay una raíz unitaria en la serie en primeras diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(2)$
M_t	6	Sin intercepto ni tendencia lineal	-4.05	No hay una raíz unitaria en la serie en primeras diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(2)$
O_t	0	Sin intercepto ni tendencia lineal	-1.64	La serie en primeras diferencias tiene una raíz unitaria y por lo tanto la serie en niveles es $I(2)$
TI_t	1	Sin intercepto ni tendencia lineal	-9.21	No hay una raíz unitaria en la serie en primeras diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(2)$
R_t	1	Sin intercepto ni tendencia lineal	-9.53	No hay una raíz unitaria en la serie en primeras diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(2)$
RS_t	1	Sin intercepto ni tendencia lineal	-5.08	No hay una raíz unitaria en la serie en primeras diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(2)$
YE_t	11	Con intercepto	-3.90	No hay una raíz unitaria en la serie en primeras diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(2)$
TCR_t	0	Sin intercepto ni tendencia lineal	-8.23	No hay una raíz unitaria en la serie en primeras diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(2)$
RE_t	7	Sin intercepto ni tendencia lineal	-3.41	No hay una raíz unitaria en la serie en primeras diferencias por lo que la serie en niveles no es $I(2)$

³⁰ $I(2)$ significa que la serie en niveles es integrada de orden 2 y por lo tanto se tiene que diferenciar dos veces para volverla estacionaria, o lo que es lo mismo la serie en niveles tiene dos raíces unitarias y la primera diferencia de la serie tiene una raíz unitaria.

5.1.3 Pruebas para una raíz unitaria

Cuando una serie de tiempo en niveles (y_t) tiene una raíz unitaria, la primera diferencia de la serie (Δy_t) es estacionaria.

Las conclusiones obtenidas en las dos secciones anteriores nos indican que el logaritmo de la oferta monetaria tiene dos raíces unitarias, mientras que las restantes 12 series sabemos hasta ahora que no tienen tres ni dos raíces unitarias, por lo que siguiendo el procedimiento de Dickey y Pantula (1987), en esta sección se procede a probar la posible existencia de una raíz unitaria en los niveles de la cada una de las variables con excepción de la oferta monetaria de quien ya determinamos su orden de integración.

Al igual que como en el caso de la sección anterior, se seguirá el mismo procedimiento que cuando hicimos las pruebas para determinar la posible existencia de tres raíces unitarias, por lo que nuevamente solo nos limitaremos a expresar los resultados de las pruebas al haberse hecho la justificación y explicación respectiva de cada una de ellas en la sección 5.1.1.

Así entonces, para determinar la posible existencia de una raíz unitaria se corre la siguiente regresión para cada una de las series:

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.3.1)$$

donde: $\alpha = a_1 - 1$ como fue especificado en (5.1.2) previo a la sección correspondiente a las pruebas para tres raíces unitarias. Así, la ecuación (5.1.3.1) corresponde a la prueba de Dickey-Fuller aumentada sobre los niveles de cada una de las series.

Se comienza entonces por determinar el número de rezagos a incluir en el término $\sum_{j=1}^k \theta_j \Delta y_{t-j}$ de la misma manera como se realizó en los casos de tres y dos raíces unitarias, esto es, se sigue la estrategia propuesta por Ng y Perrón (1995), comenzando por un número de rezagos equivalente a tres años $K_{\max} = 12$. Se corre entonces (5.1.3.1) por Mínimos Cuadrados Ordinarios y los resultados obtenidos del parámetro estimado $\hat{\theta}$ con su respectivo estadístico t se muestran en la tabla (5.1.3.1).

A continuación se realiza la prueba de hipótesis dada por (5.1.1.2), la cual fue detallada en la sección 5.1.1, para determinar el nivel de significancia de los parámetros estimados y determinar el rezago asociado a cada parámetro significativo para cada una de las variables. De acuerdo a esa prueba, observamos los valores calculados del estadístico t en la tabla (5.1.3.1) para compararlos con el valor crítico de la distribución t con 60 grados de libertad al 95% de confianza el cual es de 2.0. Así, de acuerdo a la regla de decisión enunciada cuando fue especificada la prueba, se muestran en la tabla (5.1.3.2) los rezagos asociados a cada coeficiente que resultó significativo. De la misma manera, en la tabla se muestran el número de rezagos a incluir en la regresión (5.1.3.1) para cada una de las series de acuerdo al criterio de Ng y Perrón (1995), el cual también ya fue detallado en la sección correspondiente a las pruebas para tres raíces unitarias.

Tabla 5.1.3.1. Parámetro $\hat{\theta}$ estimado en la regresión (5.1.3.1) para cada serie excepto O_t . El estadístico t asociado a cada parámetro estimado se muestra entre paréntesis³¹

	$k = 12$	$k = 11$	$k = 10$	$k = 9$	$k = 8$	$k = 7$	$k = 6$	$k = 5$	$k = 4$	$k = 3$	$k = 2$	$k = 1$
Y_t	.023 (.213)	.089 (.846)	-.158 (-1.51)	.094 (.903)	-.046 (-.44)	.089 (.875)	-.138 (-1.3)	.083 (.814)	.066 (.645)	-.189 (-1.8)	.165 (1.61)	.341 (3.50)
C_t	.017 (.154)	-.052 (-.45)	-.018 (-.16)	.062 (.562)	-.063 (-.58)	.136 (1.28)	.003 (.030)	.149 (1.40)	.015 (.146)	-.075 (-.72)	.136 (1.32)	.273 (2.74)
I_t	.021 (.211)	.048 (.490)	-.010 (-.10)	-.097 (-.96)	.103 (1.03)	.029 (.297)	-.117 (-1.1)	.054 (.546)	-.003 (-.03)	-.047 (-.46)	.149 (1.47)	.367 (3.89)
G_t	.075 (.876)	.120 (1.42)	-.035 (-.39)	.049 (.556)	-.189 (-2.2)	-.074 (-.85)	.123 (1.45)	.088 (.890)	.003 (.030)	-.044 (-.44)	-.151 (-1.5)	-.220 (-2.3)
X_t	-.078 (-.79)	-.006 (-.06)	-.056 (-.57)	.023 (.231)	.025 (.247)	.169 (1.68)	.143 (1.41)	.061 (.578)	.068 (.647)	-.078 (-.74)	-.017 (-.16)	-.248 (-2.4)
M_t	-.040 (-.49)	.089 (1.05)	.084 (.977)	-.077 (-.91)	-.008 (-.10)	-.110 (-1.3)	.165 (1.69)	.059 (.604)	-.088 (-.89)	.031 (.323)	.172 (1.76)	.353 (3.83)
TI_t	.158 (1.45)	-.076 (-.70)	-.098 (-.92)	-.067 (-.62)	.186 (1.77)	-.001 (-.01)	-.007 (-.07)	-.011 (-.10)	.170 (1.66)	.142 (1.39)	-.203 (-2.0)	.204 (2.05)
R_t	-.004 (-.03)	.092 (.825)	.064 (.585)	.060 (.555)	-.089 (-.82)	.038 (.360)	-.097 (-.91)	.258 (2.54)	.013 (.129)	.122 (1.19)	-.260 (-2.6)	.055 (.550)
RS_t	.198 (2.005)	-.007 (-.07)	-.054 (-.49)	.012 (.118)	.139 (1.30)	-.047 (-.49)	-.016 (-.15)	.052 (.505)	.152 (1.46)	.006 (.060)	.294 (2.99)	.177 (1.76)
YE_t	-.103 (-1.3)	-.107 (-1.3)	.101 (1.29)	.258 (3.54)	-.065 (-.84)	.121 (1.48)	.184 (2.24)	-.023 (-.28)	.001 (.017)	.030 (.330)	.187 (1.99)	.356 (4.05)
TCR_t	.006 (.061)	.058 (.603)	-.074 (-.77)	.026 (.272)	-.041 (-.43)	.0001 (.001)	-.100 (-.98)	-.058 (-.57)	.090 (.885)	.283 (2.88)	.092 (.911)	.213 (2.16)
RE_t	.134 (2.11)	-.079 (-1.2)	.031 (.486)	.064 (.997)	.219 (3.52)	-.294 (-4.7)	-.026 (-.35)	.249 (3.55)	-.156 (-2.1)	.149 (2.04)	-.145 (-1.5)	.261 (2.8)

³¹ Al igual que como se indicó en los casos para tres y dos raíces unitarias, los resultados aquí mostrados corresponden al modelo más general dado por (5.1.3.1) que contiene intercepto y tendencia lineal por las mismas razones especificadas en aquellos casos.

Tabla (5.3.2). Rezagos asociados a cada coeficiente que resultó significativo en (5.1.3.1) y rezagos a incluir en cada serie de acuerdo al criterio de $k - \max$

Variable	Rezagos asociados a cada coeficiente significativo	Número de rezagos a incluir de acuerdo al criterio de Ng y Perrón (1995)
Y_t	1	1
C_t	1	1
I_t	1	1
G_t	8, 1	8
X_t	1	1
M_t	1	1
TI_t	2, 1	2
R_t	5, 2	5
RS_t	12, 2	12
YE_t	9, 6, 1	9
TCR_t	3, 1	3
RE_t	12, 8, 7, 5, 4, 3, 1	12

Por lo tanto, ahora que ya se han determinado la cantidad de rezagos a incluir en (5.1.3.1), se procede a continuación a determinar el modelo correcto para cada serie, esto es, se procede a determinar si el modelo correcto debe de incluir un intercepto, tendencia lineal e intercepto o si el modelo debe de ser una caminata aleatoria pura, por lo que para ello se realiza la prueba de hipótesis conjunta sobre los parámetros determinísticos en los siguientes tres modelos:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.3.2)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.3.3)$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.3.4)$$

Así entonces, para discriminar entre (5.1.3.2) y (5.1.3.3) se realiza la prueba de hipótesis (5.1.1.6). Para discriminar entre (5.1.3.2) y (5.1.3.4) se realiza la prueba de hipótesis (5.1.1.8), mientras que para discriminar entre (5.1.3.3) y (5.1.3.4) se realiza la prueba de hipótesis dada por (5.1.1.9). Las tres pruebas de hipótesis a utilizar ya fueron especificadas en la sección correspondiente a las pruebas para tres raíces unitarias.

Tomando en cuenta el número de rezagos obtenidos en la tabla (5.1.3.2), se estiman los parámetros de los modelos (5.1.3.2), (5.1.3.3) y (5.1.3.4) y en cada caso se obtiene el valor de la Suma de los Residuales al Cuadrado *RSS*. Los resultados se muestran en la tabla (5.1.3.3).

Tabla (5.1.3.3). Parámetros estimados para (5.1.3.2), (5.1.3.3) y (5.1.3.4) así como sus respectivos valores RSS calculados en cada una de las series

	Rezagos	Modelo (5.1.3.2)	Modelo (5.1.3.3)	Modelo (5.1.3.4)
Y_t	1	$\alpha = 0.0003$ $RSS = 0.0187$	$a_0 = 0.004$ $\alpha = 1.79E - 05$ $RSS = 0.0187$	$a_0 = 0.98$ $a_2 = 0.0004$ $\alpha = -0.071$ $RSS = 0.0177$
C_t	1	$\alpha = 0.0003$ $RSS = 0.0308$	$a_0 = -0.0287$ $\alpha = 0.002$ $RSS = 0.0308$	$a_0 = 0.97$ $a_2 = 0.0005$ $\alpha = -0.07$ $RSS = 0.0292$
I_t	1	$\alpha = 0.0002$ $RSS = 0.2876$	$a_0 = 0.26$ $\alpha = -0.02$ $RSS = 0.2843$	$a_0 = 0.97$ $a_2 = 0.0007$ $\alpha = -0.08$ $RSS = 0.2647$

G_t	8	$\alpha = 0.0008$ $RSS = 0.0616$	$a_0 = 0.48$ $\alpha = -0.04$ $RSS = 0.0597$	$a_0 = 2.69$ $a_2 = 0.0008$ $\alpha = -0.23$ $RSS = 0.0583$
X_t	1	$\alpha = 0.002$ $RSS = 0.3660$	$a_0 = 0.08$ $\alpha = -0.004$ $RSS = 0.3640$	$a_0 = 0.97$ $a_2 = 0.001$ $\alpha = -0.08$ $RSS = 0.3530$
M_t	1	$\alpha = 0.0008$ $RSS = 0.6179$	$a_0 = 0.03$ $\alpha = -0.001$ $RSS = 0.6175$	$a_0 = 0.90$ $a_2 = 0.002$ $\alpha = -0.08$ $RSS = 0.5569$
TI_t	2	$\alpha = -0.05$ $RSS = 118.79$	$a_0 = 0.23$ $\alpha = -0.10$ $RSS = 116.43$	$a_0 = 1.15$ $a_2 = -0.01$ $\alpha = -0.21$ $RSS = 109.56$
R_t	5	$\alpha = -0.03$ $RSS = 10257.31$	$a_0 = 3.02$ $\alpha = -0.08$ $RSS = 9989.98$	$a_0 = 13.70$ $a_2 = -0.13$ $\alpha = -0.18$ $RSS = 9298.25$
RS_t	12	$\alpha = -0.001$ $RSS = 0.0176$	$a_0 = 0.09$ $\alpha = -0.04$ $RSS = 0.0166$	$a_0 = 0.4080$ $a_2 = -0.0004$ $\alpha = -0.16$ $RSS = 0.0155$
YE_t	9	$\alpha = 0.0005$ $RSS = 0.0018$	$a_0 = 0.03$ $\alpha = -0.003$ $RSS = 0.0017$	$a_0 = 1.01$ $a_2 = 0.0009$ $\alpha = -0.11$ $RSS = 0.0015$
TCR_t	3	$\alpha = 1.17E - 06$ $RSS = 0.4190$	$a_0 = 0.36$ $\alpha = -0.11$ $RSS = 0.3775$	$a_0 = 0.50$ $a_2 = -0.0005$ $\alpha = -0.15$ $RSS = 0.3576$
RE_t	12	$\alpha = -0.01$ $RSS = 10.17$	$a_0 = 0.11$ $\alpha = -0.03$ $RSS = 10.02$	$a_0 = 1.19$ $a_2 = -0.009$ $\alpha = -0.12$ $RSS = 9.20$

A partir los valores RSS de la tabla (5.1.3.3), calculamos a continuación los estadísticos ϕ de Dickey-Fuller dado por (5.1.1.7) para cada una de las pruebas de hipótesis (5.1.1.6), (5.1.1.8) y (5.1.1.9). La diferencia ahora con respecto al caso para tres

raíces unitarias es que como las series están en niveles, tenemos 100 observaciones a considerar en el momento de calcular los grados de libertad. Los cálculos se realizan para cada una de las series y los resultados obtenidos se muestran en la tabla (5.1.3.4). Los valores críticos contra los cuales se comparan los valores obtenidos son los mismos especificados en la sección (5.1.1), y se usa la misma regla de decisión que en aquel caso. De acuerdo a esa regla de decisión, los resultados obtenidos se muestran en la misma tabla (5.1.3.4).

Tabla (5.1.3.4). Valores calculados del estadístico ϕ en (5.1.1.7) para las pruebas de hipótesis (5.1.1.4), (5.1.1.6) y (5.1.1.7) en cada una de las series en niveles

	Prueba (5.1.1.6)	Prueba (5.1.1.8)	Prueba (5.1.1.9)	Modelo final
Y_t	0	1.80	2.71	Sin intercepto ni tendencia lineal
C_t	0	1.75	2.63	Sin intercepto ni tendencia lineal
I_t	0.56	2.76	3.55	Sin intercepto ni tendencia lineal
G_t	1.43	1.67	1.06	Sin intercepto ni tendencia lineal
X_t	0.26	1.17	1.49	Sin intercepto ni tendencia lineal
M_t	0.03	3.50	5.22	Sin intercepto ni tendencia lineal
TI_t	0.97	2.66	2.97	Sin intercepto ni tendencia lineal
R_t	1.24	3.16	3.42	Sin intercepto ni tendencia lineal
RS_t	2.59	3.83	3.01	Sin intercepto ni tendencia lineal
YE_t	2.61	5.86	5.86	Sin intercepto ni tendencia lineal
TCR_t	5.22	5.37	2.61	Con intercepto
RE_t	0.64	2.98	3.78	Sin intercepto ni tendencia lineal

De las pruebas de hipótesis anteriores, se puede notar que en el caso del logaritmo del PIB real de USA cuando se realiza la prueba de hipótesis (5.1.1.6) no podemos rechazar

la hipótesis nula, por lo que el modelo correcto no llevará intercepto ni tendencia lineal. Sin embargo, cuando realizamos la prueba (5.1.1.8), si rechazamos la hipótesis nula, por lo que el modelo tendrá que llevar intercepto y tendencia lineal. Para determinar el modelo final realizamos la prueba (5.1.1.9), en la cual no aceptamos la hipótesis nula por lo que el modelo correcto no llevará intercepto ni tendencia lineal, ya que (5.1.1.9) descartó el modelo (5.1.3.4), mientras que (5.1.1.6) descartó el modelo (5.1.3.3), así solo nos quedamos con el modelo (5.1.3.2).

En cuanto al logaritmo del tipo de cambio real, se puede notar que cuando se realiza la prueba (5.1.1.6) se rechaza la hipótesis nula, por lo que el modelo correcto tendrá que llevar intercepto. Si realizamos la prueba (5.1.1.8) nuevamente rechazamos la hipótesis nula, por lo que el modelo correcto tendrá que llevar intercepto y tendencia lineal. Para ver cual de los dos modelos anteriores es el correcto se realiza la prueba (5.1.1.9) en la cual no se acepta la hipótesis nula, por lo que el modelo final solo llevará intercepto.

En todas las demás series, al realizar la prueba (5.1.1.6) se acepta la hipótesis nula, por lo que el modelo correcto no lleva intercepto ni tendencia lineal. Al realizar la prueba (5.1.1.8) tampoco se puede rechazar la hipótesis nula en ningún caso por lo que el modelo correcto no lleva intercepto ni tendencia lineal. Al realizar la prueba (5.1.1.9) nuevamente en ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula, por lo que el modelo correcto es con intercepto, sin embargo por la prueba (5.1.1.6) concluimos que el modelo final no lleva intercepto ni tendencia lineal.

Así entonces, una vez que ya se ha determinado el número de rezagos a incluir y el tipo de modelo para cada una de las series, se procede a realizar la prueba de raíz unitaria sobre los niveles de cada una de las series, lo cual nos va a permitir determinar si existe una raíz unitaria sobre las series en niveles.

La prueba relevante a utilizar en las series es la de Dickey-Fuller Aumentada, dada por (5.1.3.3) para el logaritmo del tipo de cambio real y (5.1.3.2) para el resto de las series.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.3.2)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.1.3.3)$$

En ambos casos el número de rezagos a incluir está dado por la tabla (5.1.3.2) y el modelo correcto en cada caso está dado por la tabla (5.1.3.4). Nuevamente $\alpha = a_1 - 1$ como en (5.1.2).

Así entonces, para cada serie se estima el parámetro α el cual ya fue obtenido en la tabla (5.1.3.3) cuarta columna para TCR_t , y tercer columna para el resto de las series. Para

cada $\hat{\alpha}$ estimado se calcula su respectivo estadístico t como: $t_{\hat{\alpha}} = \frac{\hat{\alpha} - 1}{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}}$.

Una vez que se tienen los valores del estadístico t anterior, se realiza la prueba de hipótesis dada por (5.1.1.10) de la sección correspondiente a las pruebas para tres raíces unitarias. Así, si $\alpha = 0$, lo cual equivale a que $a_1 = 1$ en (5.1.1), entonces la serie en niveles

tendrá una raíz unitaria y por lo tanto no será estacionaria y tendrá que ser diferenciada una vez para volverla estacionaria, es decir, la serie en primeras diferencias será estacionaria.

El valor crítico de la distribución de Dickey-Fuller contra el cual se comparan los valores obtenidos del estadístico t es el mismo que se utilizó en la sección correspondiente a las pruebas para tres y dos raíces unitarias para las series sin constante ni tendencia lineal (-1.95), mientras que para el tipo de cambio real el valor crítico tomando la parte con constante al 95% de confianza y 100 observaciones es: -2.89. La regla de decisión en ambos casos será: si $\hat{\tau}_{calculado} < \tau_{Dickey-Fuller\ 95\%}$ entonces rechazamos H_0 y concluimos que el proceso que genera a la serie en niveles es estacionario.

Así entonces, los resultados obtenidos al aplicar las regresiones (5.1.3.2) y (5.2.3.3) así como la inferencia respectiva al aplicar la prueba (5.1.1.10) son dados en la tabla (5.1.3.5). La misma tabla resume los resultados obtenidos en cuanto al número de rezagos y el modelo correcto para cada serie.

Al observar los valores del estadístico t calculado para cada una de las series en niveles, se nota que en todas ellas los valores referidos son mayores que el respectivo valor de la distribución de Dickey-Fuller al 95% de confianza, y por lo tanto, en todos los casos se acepta la hipótesis nula de la prueba de hipótesis aplicada. Así entonces, se concluye que en todas las series de la tabla (5.1.3.5) hay una raíz unitaria en sus niveles y por lo tanto todas ellas son integradas de orden uno $I(1)$.

Tabla (5.1.3.5) Valores del estadístico t calculados en cada serie al aplicar la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) (5.1.3.2) y (5.1.3.3) e inferencia al aplicar la prueba de hipótesis (5.1.1.10)

	Rezagos	Modelo	$t_{calculado}$	Inferencia
Y_t	1	Sin intercepto ni tendencia lineal	2.87	La serie en niveles tiene una raíz unitaria y por lo tanto es $I(1)$ ³²
C_t	1	Sin intercepto ni tendencia lineal	2.62	La serie en niveles tiene una raíz unitaria y por lo tanto es $I(1)$
I_t	1	Sin intercepto ni tendencia lineal	0.58	La serie en niveles tiene una raíz unitaria y por lo tanto es $I(1)$
G_t	8	Sin intercepto ni tendencia lineal	2.71	La serie en niveles tiene una raíz unitaria y por lo tanto es $I(1)$
X_t	1	Sin intercepto ni tendencia lineal	4.28	La serie en niveles tiene una raíz unitaria y por lo tanto es $I(1)$
M_t	1	Sin intercepto ni tendencia lineal	1.25	La serie en niveles tiene una raíz unitaria y por lo tanto es $I(1)$
TI_t	2	Sin intercepto ni tendencia lineal	-1.46	La serie en niveles tiene una raíz unitaria y por lo tanto es $I(1)$
R_t	5	Sin intercepto ni tendencia lineal	-1.25	La serie en niveles tiene una raíz unitaria y por lo tanto es $I(1)$
RS_t	12	Sin intercepto ni tendencia lineal	-1.87	La serie en niveles tiene una raíz unitaria y por lo tanto es $I(1)$
YE_t	9	Sin intercepto ni tendencia lineal	3.32	La serie en niveles tiene una raíz unitaria y por lo tanto es $I(1)$
TCR_t	3	Con intercepto	-1.38	La serie en niveles tiene una raíz unitaria y por lo tanto es $I(1)$
RE_t	12	Sin intercepto ni tendencia lineal	-1.65	La serie en niveles tiene una raíz unitaria y por lo tanto es $I(1)$

³² $I(1)$ significa que la serie en niveles es integrada de orden 1 y por lo tanto se tiene que diferenciar una vez para volverla estacionaria, lo que equivale a decir que la serie en niveles tiene una raíz unitaria y la primera diferencia de la serie es estacionaria.

Así entonces, a manera de conclusión de esta sección correspondiente al orden de integración de cada una de las series es conveniente realizar al siguiente comentario:

Las pruebas arrojan que las 13 series que estamos empleando en el trabajo no son estacionarias, por lo que con excepción de la oferta monetaria para quien se requiere diferenciarla dos veces para volverla estacionaria, en el resto de las series se requiere diferenciar solo una vez.

Hay varias formas de no estacionariedad, siendo las más importantes la no estacionariedad estocástica y la no estacionariedad determinística. Nelson y Plosser (1982), sugieren que cuando la no estacionariedad se puede eliminar removiendo la tendencia lineal (tomando desviaciones respecto al tiempo), entonces se dice que la no estacionariedad es determinística y el modelo se llamará “Trend Stationary” (TS) el cual tendrá la siguiente forma: $y_t = \mu + \beta t + C_t$;

donde³³: $\phi(L)C_t = \theta(L)\varepsilon_t$ y $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Si para eliminar la no estacionariedad se tiene que tomar primeras diferencias a las series, entonces se dice que la no estacionariedad es estocástica y el modelo se llamará “Difference Stationary” (DS) y tendrá la siguiente forma: $y_t = \beta + y_{t-1} + v_t$;

donde: $v_t \sim iid(0, \sigma_v^2)$.

³³ L es el operador de rezagos y se define como un operador lineal tal que, para cualquier valor y_t :
 $L^i y_t = y_{t-i}$.

Así entonces, dado que la oferta monetaria tiene dos raíces unitarias y el resto de las series tienen una raíz unitaria, entonces la primera diferencia de la oferta monetaria y los niveles del resto de las series son DS y ninguna de las 13 series son TS, por lo que en el caso de México con las 13 series macroeconómicas que estamos empleando en este trabajo, los resultados son consistentes con aquellos encontrados por Nelson y Plosser (1982) en su estudio con series macroeconómicas para U.S.A.

5.2 Pruebas de cointegración

De la sección anterior concluimos que ninguna de las series individuales empleadas en este trabajo son estacionarias. En esta sección se procede a checar si una vez que las series no son estacionarias, se puede encontrar una combinación lineal de las mismas que sea estacionaria, para lo cual utilizaremos la técnica de cointegración, misma que nos permitirá determinar la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables.

Comencemos por definir la cointegración:

Los componentes del vector \underline{x}_t se dice que están cointegrados de orden d, b denotado por $CI(d, b)$ si:

1. Todos los componentes de \underline{x}_t son $I(d)$.
2. Existe un vector $\underline{\beta}$ tal que la combinación lineal $\underline{\beta}' \underline{x}_t$ es $I(d - b)$, $b > 0$.

La combinación lineal estacionaria es llamada la ecuación de cointegración, y se interpreta como la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables.

Dado que la técnica de cointegración requiere que todas las variables sean integradas del mismo orden, la oferta monetaria será incluida en el análisis en primera diferencia logarítmica, la cual es $I(1)$ y no en su nivel (logaritmo) el cual es $I(2)$, mientras que el resto de las series serán incluidas en el análisis en niveles, dado que todas ellas son integradas de orden uno $I(1)$. Cabe aclarar que el análisis de esta sección se hará tomando la misma notación para cada una de las variables que se empleó en la sección correspondiente a la determinación del orden de integración de las series.

Así entonces, de acuerdo a la teoría de los ciclos económicos se comienza por formar el siguiente modelo con las variables que disponemos:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 C_t + \beta_2 I_t + \beta_3 G_t + \beta_4 X_t + \beta_5 M_t + \beta_6 \Delta O_t + \beta_7 TI_t + \beta_8 R_t + \beta_9 RS_t + \beta_{10} YE_t + \beta_{11} TCR_t + \beta_{12} RE_t + \varepsilon_t \quad (5.2.1)$$

Por lo tanto, dado que $Y_t, C_t, I_t, G_t, X_t, M_t, \Delta O_t, TI_t, R_t, RS_t, YE_t, TCR_t$ y RE_t son todas $I(1)$ entonces buscaremos si la combinación lineal:

$$Y_t - \beta_0 - \beta_1 C_t - \beta_2 I_t - \beta_3 G_t - \beta_4 X_t - \beta_5 M_t - \beta_6 \Delta O_t - \beta_7 TI_t - \beta_8 R_t - \beta_9 RS_t - \beta_{10} YE_t - \beta_{11} TCR_t - \beta_{12} RE_t = \varepsilon_t \sim I(0) \quad (5.2.2)$$

Es decir, buscaremos si los residuales son estacionarios, lo cual implicará que las variables están cointegradas de orden (1,1) y por consecuencia que existe una relación de equilibrio entre las variables a la cual se converge en el largo plazo. El error ε_t por consecuencia mostrará las desviaciones del equilibrio de largo plazo en el periodo de tiempo t .

Si las variables están cointegradas, entonces esas desviaciones son de naturaleza temporal porque en el largo plazo se convergerá al equilibrio. Así entonces, para checar si existe la relación de largo plazo se procederá a realizar las pruebas de cointegración, comenzando por un modelo uniecuacional como (5.2.1) mediante la pruebas de cointegración de Engle y Granger (1987), para posteriormente tomar un modelo multiecuacional en el cual se utilizará la prueba de cointegración de Johansen (1988).

5.2.1 Prueba de cointegración de Engle y Granger

Engle y Granger (1987) proponen realizar la prueba de cointegración en 5 pasos:

- 1).- Proponer un modelo uniecuacional que relacione las variables de quienes se quiere probar su relación de largo plazo, escogiendo “adecuadamente” la variable dependiente y las variables explicativas. En nuestro caso el modelo propuesto es (5.2.1).

- 2).- Determinar el orden de integración de cada una de las series. En nuestro caso este trabajo ya fue realizado en la sección anterior, por lo que ya sabemos que con excepción de la oferta monetaria, el resto de las variables son $I(1)$, mientras que la oferta monetaria es $I(2)$, por lo que la primera diferencia logarítmica de la misma será $I(1)$, y es la manera en que la estamos empleando en el modelo uniecuacional propuesto. Si todas las series son integradas del mismo orden, entonces pasar a paso 3.

3).- Estimar el modelo uniecuacional propuesto por Mínimos Cuadrados Ordinarios, salvar los residuales y aplicarles una prueba de raíz unitaria a esos residuales para determinar la posible cointegración. Si ésta existe, entonces pasar a paso 4.

4).- Estimar el modelo de corrección de error si las variables están cointegradas.

5).- Realizar pruebas de diagnóstico al modelo de corrección de error estimado.

En nuestro caso al haber determinado ya los pasos 1 y 2, nos concentraremos enteramente en el paso 3, ya que los pasos 4 y 5 serán objeto de estudio de la siguiente sección del trabajo.

Así entonces, comenzamos por estimar (5.2.1) por Mínimos Cuadrados Ordinarios³⁴. Los resultados obtenidos están dados por (5.2.1.1).

$$\begin{aligned}
 Y_t = & 3.2931 + 0.4115 C_t + 0.1559 I_t + 0.1063 G_t + 0.0888 X_t - 0.0344 M_t \\
 & \quad \quad \quad (0.35) \quad \quad (0.0298) \quad \quad (0.0152) \quad \quad (0.0184) \quad \quad (0.0083) \quad \quad (0.0070) \\
 & - 0.0253 \Delta O_t + 0.0020 T I_t - 0.0001 R_t + 0.0559 R S_t + 0.1292 Y E_t \\
 & \quad \quad \quad (0.0269) \quad \quad (0.0011) \quad \quad (0.0001) \quad \quad (0.0282) \quad \quad (0.0399) \\
 & - 0.0078 T C R_t + 0.0011 R E_t \\
 & \quad \quad \quad (0.0109) \quad \quad (0.0005)
 \end{aligned} \tag{5.2.1.1}$$

donde el error estándar correspondiente a cada coeficiente estimado se muestra entre paréntesis.

A continuación se calcula una serie para los residuales como sigue:

³⁴ En este caso como la oferta monetaria está en primeras diferencias, perdimos una observación, por lo que al momento de realizar la estimación del modelo propuesto, se realizó un ajuste a todas las series en donde en todas ellas se eliminó la observación correspondiente al primer trimestre del año 1980.

$$\begin{aligned} \hat{\varepsilon}_t = & Y_t - 3.2931 - 0.4115C_t - 0.1559I_t - 0.1063G_t - 0.0888X_t + 0.0344M_t \\ & + 0.0253\Delta O_t - 0.0020TI_t + 0.0001R_t - 0.0559RS_t - 0.1292YE_t \\ & + 0.0078TCR_t - 0.0011RE_t \end{aligned} \quad (5.2.1.2)$$

Una vez que se tiene la serie de los residuales, a dicha serie se le aplica la prueba de raíz unitaria dada por:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = a_0 + \alpha \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta \hat{\varepsilon}_{t-j} + v_t \quad (5.2.1.3)$$

la cual es básicamente la prueba de Dickey-Fuller Aumentada que se utilizó en la sección correspondiente al orden de integración de las series, simplemente que ahora se utilizará para la serie de los residuales. Aquí, nuevamente $\alpha = a_1 - 1$ como en (5.1.2) de la sección 5.1.

Se puede notar que (5.2.1.3) no contiene tendencia lineal, ya que algunos estudios con experimentos Monte Carlo han encontrado que si se incluye una tendencia lineal se reduce el poder de la prueba, es decir, quizás no se pueda rechazar la hipótesis nula de no cointegración cuando ésta es falsa. Además, es muy poco probable que los residuales tengan media cero, razón por la cual sí fue considerada la inclusión de un intercepto en la ecuación³⁵.

³⁵ Esta es la razón por la que no se utilizó la metodología empleada en la sección 5.1 para determinar el modelo correcto (con intercepto, con intercepto y tendencia lineal o sin intercepto ni tendencia lineal), ya que en este caso como tenemos una serie de residuales, se propuso el modelo directamente.

Así entonces, procedemos a determinar el número de rezagos a incluir en el término

$\sum_{j=1}^k \theta_j \Delta \hat{\varepsilon}_{t-j}$ de (5.2.3.1) de la misma manera como se realizó en la sección 5.1, es decir,

siguiendo la estrategia de K_{\max} propuesta por Ng y Perrón (1995), incluyendo un número de rezagos equivalente a tres años $K_{\max} = 12$. Por lo tanto, se estima (5.2.1.3) por Mínimos

Cuadrados Ordinarios y los resultados obtenidos del parámetro estimado $\hat{\theta}$ se muestran en la tabla (5.2.1.1). El estadístico t calculado para cada parámetro estimado se muestra entre paréntesis.

Tabla 5.2.1.1 Parámetro $\hat{\theta}$ estimado en la regresión (5.2.1.3) para cada serie. El estadístico t asociado a cada parámetro estimado se muestra entre paréntesis

$k = 12$	$k = 11$	$k = 10$	$k = 9$	$k = 8$	$k = 7$	$k = 6$	$k = 5$	$k = 4$	$k = 3$	$k = 2$	$k = 1$
0.076	-.038	.080	.005	-.003	.160	.018	.018	.050	-.018	.225	.164
(.746)	(-.38)	(.798)	(.055)	(-.03)	(1.67)	(.188)	(.176)	(.493)	(-.18)	(2.31)	(1.67)

A continuación se realiza la prueba de hipótesis que nos permitirá determinar cual de los coeficientes asociados a los rezagos de la tabla (5.2.1.1) son significativos. La prueba a utilizar está dada por (5.1.1.2) de la sección anterior correspondiente al orden de integración de las series. El estadístico de prueba también fue especificado en aquella sección. La regla de decisión en este caso será si $t_{\text{calculado}} > \text{Percentil de la distribución } t$ con 85, 86, ..., 96 grados de libertad entonces rechazamos la hipótesis nula.

Así, de acuerdo a esa prueba, observamos los valores calculados del estadístico t en la tabla (5.2.1.1) y los comparamos con el valor crítico de la distribución t con 60 grados de libertad al 95% de confianza el cual es de 2.0. Cabe aclarar que para la comparación se

están escogiendo los grados de libertad en 60 por la razón que ya fue especificada en la sección 5.1.1.

Así entonces, se puede notar que solo en el caso cuando $k = 2$ se puede rechazar la hipótesis nula, por lo que de acuerdo al criterio de Ng y Perrón (1995), será el número de rezagos a incluir en la regresión (5.2.1.3).

Por lo tanto, una vez que ya se ha determinado el número de rezagos a incluir, se procede a realizar la prueba de raíz unitaria a los residuales. El modelo está dado por (5.2.1.3), por lo que se procede a estimar la regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios. Los resultados obtenidos se muestran en (5.2.1.4).

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = 0.0003 - 1.4504 \hat{\varepsilon}_{t-1} + 0.4004 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + 0.2255 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-2} \quad (5.2.1.4)$$

(0.0006) (0.1798) (0.1366) 0.0975

Para el parámetro estimado $\hat{\alpha}$ se calcula su estadístico t como $t_{\hat{\alpha}} = \frac{\hat{\alpha} - 1}{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}}$. Así el

valor del estadístico t calculado es igual a -8.06. Una vez que ya se tiene el valor del estadístico t anterior, se realiza la siguiente prueba de hipótesis sobre el parámetro

estimado $\hat{\alpha}$:

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha &= 0 \\ \text{vs} & \\ H_a : \alpha &< 0 \end{aligned} \quad (5.2.1.5)$$

Así, si $\alpha = 0$, lo cual equivale a que $\alpha_1 = 1$ como en (5.1.1) de la sección (5.1), entonces, la serie de los residuales tendrá una raíz unitaria, y por lo tanto la serie no será estacionaria y tendrá que ser diferenciada una vez para volverla estacionaria. Si la serie no es estacionaria, entonces de acuerdo a Engle-Granger (1987), no habrá cointegración y por lo tanto las series de que disponemos no tendrán una relación de largo plazo de equilibrio, es decir, las variables se alejan entre sí cada vez más con el tiempo.

La particularidad de esta prueba es que no es adecuado usar los valores críticos de la distribución de Dickey-Fuller para realizar la comparación del valor t calculado, como sucede en las pruebas ordinarias de raíces unitarias. La razón de ello, es que la serie $\left\{ \hat{\varepsilon}_t \right\}$ es generada por una ecuación de regresión lineal, por lo que no es posible conocer el valor verdadero de los errores, sino solamente la serie de errores estimados $\hat{\varepsilon}_t$. Así, la metodología utilizada para estimar la regresión, selecciona valores de los coeficientes que minimizan la suma de cuadrados de los residuales. Dado que la varianza del residual es hecha tan pequeña como sea posible, el proceso es afectado en el proceso de búsqueda de una serie de residuales estacionarios. Así, el estadístico utilizado para probar la existencia de raíz unitaria es afectado por ello. Solo si los coeficientes fueran conocidos por anticipado y usados para construir la serie $\left\{ \hat{\varepsilon}_t \right\}$, se podrían utilizar los valores críticos de la distribución de Dickey-Fuller.

Por lo tanto, como una solución al problema anterior, Phillips y Ouliaris (1990) y Engle y Yoo (1987) proporcionan valores críticos apropiados para realizar la prueba de

hipótesis (5.2.1.5). Así, los valores críticos contra los cuales se compara el valor del estadístico t calculado son³⁶:

De acuerdo a Phillips y Ouliaris (1990) tomando la parte con constante y $n = 5$ al 95% de confianza es de: -4.71.

De acuerdo a Engle y Yoo (1987), tomando la parte con 100 observaciones, y con $N = 5$ al 95% de confianza es de: -4.36.

La regla de decisión será: si $\hat{\tau}_{calculado} < \tau_{Phillips-Ouliaris\ 95\%}$ o si $\hat{\tau}_{calculado} < \tau_{Engle-Yoo\ 95\%}$

entonces rechazamos H_0 y concluimos que el proceso que genera a la serie de los residuales es estacionario.

Por lo tanto, notemos que en ambos casos el valor calculado para $t = -8.06$ es menor que -4.71 y menor que -4.36, por lo que rechazamos la hipótesis nula $H_0 : \alpha = 0$ (no cointegración), a favor de la hipótesis alternativa $H_a : \alpha < 0$ (cointegración). Así, se concluye que la serie de los residuales no tiene una raíz unitaria, es decir, es estacionaria, por lo que de acuerdo a Engle y Granger (1987) las variables que estamos manejando en el trabajo están cointegradas. Al estar éstas cointegradas, entonces comparten una tendencia estocástica común de largo plazo en donde se alcanza un equilibrio, por lo que las desviaciones de este equilibrio son solo temporales, ya que eventualmente se regresará al mismo. La relación de equilibrio de largo plazo está dada por la regresión (5.2.1.1), en

³⁶ En ambos casos se está tomando el valor crítico asociado a cinco variables explicativas en la ecuación de regresión, ya que éste es el máximo número de variables posibles para los cuales proporcionan dichos valores. En nuestro caso tenemos 12 variables explicativas, sin embargo, la información para esa cantidad de variables no está disponible. Engle y Granger (1987) también proporcionan valores críticos para realizar la prueba, sin embargo, debido a que ellos solo consideran el caso bivariado, se decidió no emplear tales valores críticos.

donde en el caso de las variables que están expresadas en logaritmos, el coeficiente $\hat{\beta}_i$ representa la elasticidad de largo plazo³⁷.

5.2.2 Prueba de cointegración de Johansen

En la sección anterior se determinó que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre el PIB real de México y las variables explicativas que se están empleando, es decir, las 13 series están cointegradas de orden (1,1). La prueba que se utilizó fue la de Engle y Granger (1987), en la cual la relación de equilibrio de largo plazo está dada por una sola ecuación. Sin embargo, esta prueba tiene las siguientes críticas:

- ✓ La estimación de la regresión de equilibrio de largo plazo requiere definir una variable como dependiente y el resto como explicativas, pero si se definiera otra variable como dependiente diferente a la inicialmente planteada, el vector de cointegración será diferente, pese a tener las mismas variables, ya que los residuales serán obtenidos de la nueva ecuación ahora planteada. Así, los posibles errores de planteamiento del modelo en la etapa inicial serán llevados a las pruebas sobre los residuales a la segunda etapa del procedimiento.
- ✓ La prueba asume que solamente hay un vector de cointegración, sin embargo, se puede demostrar que cuando el número de variables es mayor a dos, es posible encontrar hasta $n - 1$ vectores de cointegración.

³⁷ En este caso no se realizan pruebas de hipótesis para determinar el nivel de significancia de los parámetros estimados en (5.2.1.1) ya que los coeficientes estimados no tienen distribuciones asintóticas t . Para detalles a este respecto ver Enders (1995).

Debido entonces a esos problemas, en esta sección consideraremos una alternativa para encontrar la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables, la cual consiste en formar un modelo multiecuacional con ellas, para posteriormente a ese modelo aplicarle la prueba de cointegración de Johansen (1988). La metodología de Johansen (1988) nos permitirá no solo obtener una sola relación de cointegración como sucedía en el caso de Engle y Granger (1987), sino que permitirá encontrar todas las posibles relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables.

Así entonces, comenzamos definiendo el vector x_t como:

$$x_t = (Y_t, C_t, I_t, G_t, X_t, M_t, \Delta O_t, TI_t, R_t, RS_t, YE_t, TCR_t, RE_t)' \quad (5.2.2.1)$$

donde: x_t es de $(13*1)$ y donde todas las series que son elementos del vector son integradas de orden uno, es decir, no son estacionarias.

Consideremos el siguiente vector autoregresivo $VAR(p)^{38}$ para el vector de variables de x_t de $(13*1)$ anterior:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + A_3 x_{t-3} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5.2.2.2)$$

donde: $x_{t-i}; i = 0, \dots, p$ son vectores de $(13*1)$ de las variables de (5.2.2.1) pero rezagadas la cantidad de periodos que se indica en cada caso, y en donde las 13 variables son potencialmente endógenas. Además, $A_i; i = 1, \dots, p$ son matrices de coeficientes β_i de $(13*13)$.

³⁸ Un vector autoregresivo es la versión multivariada de un proceso Autoregresivo $AR(p)$, que consiste de un sistema no estructural de ecuaciones, en donde en cada una de ellas la variable dependiente está explicada por p rezagos de ella misma y por p rezagos de las variables explicativas. Para una explicación detallada de Vectores Autoregresivos ver Enders (1995).

Si de ambos lados de (5.2.2.2) restamos \underline{x}_{t-i} tendremos que:

$$\Delta \underline{x}_t = (A_1 - I)\underline{x}_{t-1} + A_2 \underline{x}_{t-2} + \dots + A_p \underline{x}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5.2.2.3)$$

donde: I es una matriz identidad de $(13 * 13)$.

Ahora sumamos y restamos del lado derecho de (5.2.2.3) la expresión $(A_1 - I)\underline{x}_{t-2}$ con lo cual tendremos que:

$$\Delta \underline{x}_t = (A_1 - I)\underline{x}_{t-1} + (A_1 - I)\underline{x}_{t-2} - (A_1 - I)\underline{x}_{t-2} + A_2 \underline{x}_{t-2} + \dots + \varepsilon_t \quad (5.2.2.4)$$

$$\Rightarrow \Delta \underline{x}_t = (A_1 - I)\Delta \underline{x}_{t-1} + (A_1 + A_2 - I)\underline{x}_{t-2} + A_3 \underline{x}_{t-3} + \dots + A_p \underline{x}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5.2.2.5)$$

Ahora sumamos y restamos de (5.2.2.5) la siguiente expresión: $(A_1 + A_2 - I)\underline{x}_{t-3}$ lo cual \Rightarrow

$$\Delta \underline{x}_t = (A_1 - I)\Delta \underline{x}_{t-1} + (A_1 + A_2 - I)\Delta \underline{x}_{t-2} + (A_1 + A_2 + A_3 - I)\underline{x}_{t-3} + \dots + A_p \underline{x}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5.2.2.6)$$

Siguiendo el mismo procedimiento, al final llegaremos a que:

$$\Delta \underline{x}_t = \Pi \underline{x}_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta \underline{x}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5.2.2.7)$$

$$\text{donde: } \Pi = -\left(I - \sum_{i=p}^P A_i \right) \quad \text{y} \quad \pi_i = -\left(I - \sum_{j=1}^i A_j \right).$$

La prueba de cointegración de Johansen nos dice que el rango de la matriz Π en (5.2.2.7) será igual al número de vectores de cointegración, donde el rango (Π) es igual al número de vectores linealmente independientes, o lo que es lo mismo, al número de raíces

características distintas de cero. Para ello entonces tendremos los siguientes 3 posibles casos:

1).- Si $\text{rango}(\Pi) = 0$, entonces Π es nula lo cual \Rightarrow ninguna fila ni ninguna columna son linealmente independientes, por lo que el número de vectores de cointegración es igual a cero \Rightarrow no hay cointegración. No existirá por lo tanto el término de corrección de error y lo adecuado será modelar un VAR en primeras diferencias.

2).- Si $\text{rango}(\Pi) = 1$ habrá un solo vector de cointegración y la expresión $\Pi \underline{x}_{t-p}$ será el término de corrección de error.

3).- Si $1 < \text{rango}(\Pi) < 13$ entonces habrá tantos vectores de cointegración como indique el $\text{rango}(\Pi)$.

Así pues, Johansen (1988) propone dos estadísticos para probar el número de raíces características significativamente distintas de cero:

$$1).- \lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$2).- \lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

donde: $\hat{\lambda}_i$ es el valor estimado de las raíces características obtenidas de la matriz estimada

$\hat{\Pi}$.

Por lo tanto, para checar el número de raíces características significativamente distintas de cero en nuestro modelo, realizaremos la siguiente prueba de hipótesis para

λ_{trace} :

H_0 : número de vectores de $CI \leq r$

vs. (5.2.2.8)

H_a : número de vectores de $CI > r$

La regla de decisión será: si λ_{trace} calculado $>$ valor crítico de la distribución λ_{trace} al 95% de confianza, entonces rechazamos H_0 a favor de H_a .

Mientras que para λ_{max} la prueba de hipótesis a realizar es:

H_0 : número de vectores de $CI = r$

vs. (5.2.2.9)

H_a : número de vectores de $CI = r + 1$

La regla de decisión será: si λ_{max} calculado $>$ valor crítico de la distribución λ_{max} al 95% de confianza, entonces rechazamos H_0 a favor de H_a .

Procedemos entonces a estimar los valores de las raíces características de la matriz Π en (5.2.2.7). Para ello, Johansen (1988) analiza cinco posibles casos:

- a) Ni el término de corrección de error ni el término correspondiente a la ecuación de cointegración tienen intercepto ni tendencia lineal.
- b) El término de corrección de error tiene un intercepto y la ecuación de cointegración no tiene intercepto ni tendencia lineal.

- c) Tanto el término de corrección de error como la ecuación de cointegración tienen un intercepto.
- d) El término de corrección de error tiene intercepto y tendencia lineal, mientras que la ecuación de cointegración solo tiene intercepto.
- e) Tanto el término de corrección de error como la ecuación de cointegración tienen intercepto y tendencia lineal.

En la práctica los casos a) y e) son raramente usados. El caso a) solo se usa si todas las series tuvieran media cero, mientras que el caso e) puede proporcionar un buen ajuste, pero no produce pronósticos fuera de la muestra. Por su parte, el caso b) se puede usar si ninguna de las series parecieran tener tendencia. El caso c) se usa si todas las series son Difference Stationary (DS), mientras que el caso d) se usará si alguna de las series fuera Trend Stationary (TS).

En nuestro caso, en la sección correspondiente a la determinación del orden de integración de las series, se determinó que todas ellas son DS por lo que usaremos el caso c) para determinar los valores de las raíces características de la matriz Π en (5.2.2.7).

Una vez que ya se optó por el modelo c), se requiere ahora determinar el número de rezagos a incluir en el término correspondiente a las diferencias de las series en el sistema (5.2.2.7). En nuestro caso se decide incluir un solo rezago por la siguiente razón:

La teoría econométrica permite utilizar los criterios de información Akaike y Schwartz para ello, y al tener datos trimestrales, también la teoría económica permitiría

considerar la posibilidad de que los datos rezagados mas allá de un trimestre tuvieran repercusiones sobre la realización actual de cada una de las series, sin embargo, al tener 13 series, en términos matemáticos no se puede incluir mas que un rezago, ya que si ese fuera el caso, el sistema (5.2.2.7) sería enorme, en donde cada variable estaría explicada por rezagos de ella misma y por tanta cantidad de rezagos como se decida incluir en las diferencias de las restantes variables. Así, el software utilizado en el trabajo que es E-Views 4 no está habilitado para realizar la cantidad de iteraciones necesarias en una matriz tan enorme como la que quedaría.

Así entonces, considerando lo anterior (modelo “c” y un rezago a incluir), se calculan los valores de las raíces características de la matriz Π y se calculan los valores de los estadísticos λ_{trace} y λ_{max} cuyos resultados se muestran en la tabla (5.2.2.1). La misma tabla muestra los valores críticos de las distribuciones λ_{trace} y λ_{max} al 95% de confianza³⁹.

A continuación aplicamos las pruebas de hipótesis (5.2.2.8) y (5.2.2.9) respectivamente. De la tabla (5.2.2.1) se puede notar que los valores críticos para las posibilidades de que existan cero y un vector de cointegración no están disponibles, ya que Osterwald-Lenum (1992) no reporta valores críticos para cuando se esté probando la posibilidad de que mas de 11 series estén cointegradas, y en nuestro caso al tener 13 series, esa información no está disponible, por lo que debido a esa limitación las pruebas de hipótesis se realizarán comenzando con la posibilidad de que existan dos vectores de cointegración.

³⁹ Los valores críticos son tomados de Osterwald-Lenum (1992) que son los que reporta E-views 4, los cuales difieren ligeramente de aquellos reportados por Johansen y Juselius (1990).

Tabla 5.2.2.1 Valores Estimados de las raíces características de la matriz Π en (5.2.2.7)

Número de Vectores de Cointegración	Valor Característico	Estadístico λ_{trace} Calculado	Valor Crítico de la distribución λ_{trace} al 95% de confianza	Estadístico λ_{max} calculado	Valor Crítico de la distribución λ_{max} al 95% de confianza
Ninguno	0.7257	576.61	ND	125.48	ND
A lo más uno	0.6265	451.13	ND	95.53	ND
A lo más dos	0.5530	355.59	277.71	78.12	68.83
A lo más tres	0.5226	277.47	233.13	71.74	62.81
A lo más cuatro	0.4251	205.73	192.89	53.69	57.12
A lo más cinco	0.3356	152.03	156.00	39.67	51.42
A lo más seis	0.2769	112.36	124.24	31.45	45.28
A lo más siete	0.2523	80.91	94.15	28.21	39.37
A lo más ocho	0.1998	52.69	68.52	21.63	33.46
A lo más nueve	0.1362	31.06	47.21	14.20	27.07
A lo más diez	0.0923	16.85	29.68	9.39	20.97
A lo más once	0.0667	7.46	15.41	6.70	14.07
A lo más doce	0.0077	0.75	3.76	0.75	3.76

Comenzamos con λ_{trace} :

Para dos vectores de cointegración:

Comenzamos probando H_0 si el número de vectores de cointegración es igual o menor a dos (uno o cero) contra si hay mas de dos vectores de cointegración. El estadístico calculado $\lambda_{\text{trace}} = 355.59$ el cual es mayor que el valor crítico de la distribución λ_{trace} al 95% de confianza (277.71). Por lo tanto rechazamos la hipótesis nula y aceptamos la hipótesis alternativa de que el número de vectores de cointegración es mayor a dos.

Para tres vectores de cointegración:

Ahora checamos si el número de vectores de cointegración es menor o igual a tres contra la H_a de que el número de vectores de cointegración es mayor a tres. En este caso el estadístico calculado $\lambda_{trace} = 277.47 >$ el valor crítico de la distribución λ_{trace} al 95% de confianza el cual es igual a 233.13, por lo cual rechazamos que hay tres o menos vectores de cointegración a favor de la que hay mas de tres vectores de cointegración.

Para cuatro vectores de cointegración:

Siguiendo el mismo razonamiento que en los dos casos anteriores, tenemos que para este caso el valor calculado $\lambda_{trace} = 205.73 >$ el valor crítico de su distribución, el cual es igual a 192.89, por lo tanto rechazamos que hay cuatro o menos vectores de cointegración a favor de que hay mas de cuatro vectores de cointegración.

Para cinco o menos vectores de cointegración:

En este caso el valor calculado $\lambda_{trace} = 152.03$ el cual es menor que el valor crítico de su distribución al 95% de confianza (156.00), por lo cual no podemos rechazar la hipótesis nula. Con ello podemos concluir que el número de vectores de cointegración es menor o igual a cinco, pero como recién se acaba de checar sabemos que no es igual a cuatro. Por lo tanto, concluimos que *el número de vectores de cointegración es igual a cinco.*

Para corroborar lo anterior, realizamos el mismo procedimiento, pero ahora utilizando el estadístico λ_{max} :

Dos vectores de cointegración:

En este caso probamos la hipótesis nula de que hay dos vectores de cointegración contra la hipótesis alternativa de que hay tres vectores de cointegración. Como el estadístico calculado $\lambda_{\max} = 78.12$ el cual es mayor que el valor crítico de la distribución λ_{\max} al 95% de confianza (68.83), rechazamos la hipótesis nula y aceptamos la hipótesis alternativa de que el número de vectores de cointegración es igual a tres. Sin embargo, este resultado tiene que ser corroborado realizando la prueba ahora para el caso de tres vectores de cointegración.

Tres vectores de cointegración:

Realizamos la prueba de que el número de vectores de cointegración es de tres contra la hipótesis alternativa de que el número de vectores de cointegración es de cuatro. En este caso el estadístico $\lambda_{\max} = 71.74$ el cual es mayor que el valor crítico de la distribución λ_{\max} al 95% de confianza el cual es de 62.81. Por lo tanto, concluimos que el número de vectores de cointegración es de cuatro. Sin embargo nuevamente tenemos que realizar la prueba para el caso de cuatro vectores de cointegración.

Cuatro vectores de cointegración:

En este caso probamos la hipótesis nula de que hay cuatro vectores de cointegración contra la hipótesis alternativa de que hay cinco vectores de cointegración. Como $\lambda_{\max} = 53.69$ el cual es menor que el valor crítico de la distribución λ_{\max} al 95% de confianza el cual es de 57.12. Por lo tanto, aceptamos la hipótesis nula de que *hay cuatro vectores de cointegración*.

Así entonces, por la prueba dada por el estadístico λ_{trace} concluimos que $rango(\Pi) = 5$ en (2.2.2.7), ya que el número de raíces características distintas de cero (número de vectores linealmente independientes) es de cinco, por lo que habrá cinco vectores de cointegración, mientras que por la prueba dada por el estadístico λ_{max} concluimos que $rango(\Pi) = 4$ en (2.2.2.7), por lo que habrá cuatro vectores de cointegración. En nuestro caso nos quedaremos con el resultado dado por λ_{max} solo por conveniencia para facilitar los cálculos en el modelo de corrección de error que se desarrollará en la siguiente sección. Así, podemos afirmar que *sí existe cointegración entre las variables consideradas y además, que existen cuatro vectores de cointegración.*

Por lo tanto, existen cuatro posibles relaciones de equilibrio de largo plazo entre el PIB nominal de México, el consumo, la inversión, el gasto público, las exportaciones, las importaciones, la tasa de crecimiento de la oferta monetaria, la tasa de inflación, la tasa de interés de México, el residual de Solow, el PIB de USA, el tipo de cambio real y la tasa de interés de USA. Debido a una cuestión técnica ligada al modelo de corrección de error, los resultados de las cuatro relaciones de equilibrio de largo plazo se muestran mas adelante en la sección 5.3.2.

5.3 Modelo de corrección de error y determinación del ciclo económico

En la sección anterior concluimos que $Y_t, C_t, I_t, G_t, X_t, M_t, \Delta O_t, TI_t, R_t, RS_t, YE_t, TCR_t$ y RE_t están cointegradas, y además, que existen cuatro posibles relaciones de equilibrio de largo plazo entre ellas. Ello entonces implica que las desviaciones de ese

equilibrio son de naturaleza temporal. Esas desviaciones representan las fluctuaciones o ciclo económico, el cual en esta sección procederemos a cuantificar mediante el cálculo de la velocidad a la cual la economía mexicana regresa al equilibrio una vez que ha sucedido una desviación del mismo, ya sea positiva o negativa, mediante un modelo de corrección de error (*ECM*).

Así, partiendo de los resultados obtenidos en la sección anterior, se forma un modelo de corrección de error (*ECM*) asociado al modelo uniecuacional y un vector autoregresivo con término de corrección de error (*VECM*)⁴⁰ asociado al modelo multiecuacional. En ambos casos se realizan posteriormente las pruebas de diagnóstico respectivas a los coeficientes estimados para determinar los resultados finales del modelo.

5.3.1 *ECM* asociado al modelo uniecuacional

En la sección 5.2.1, siguiendo la metodología de Engle y Granger (1987), se determinó que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables consideradas. En la misma sección se estimaron los valores asociados a cada variable que dan tal relación de equilibrio. La metodología de Engle y Granger (1987) fue especificada por pasos, por lo que en esta sección procedemos a desarrollar los pasos 4 y 5.

⁴⁰ Un *VECM* es un vector autoregresivo *VAR* restringido, diseñado para usar con series no estacionarias que se sabe que están cointegradas. El *VECM* tiene relaciones de cointegración construidas en su especificación, así que está restringido a la conducta de largo plazo de las variables endógenas para converger a sus relaciones de cointegración, mientras permita ajustes dinámicos en el corto plazo. El término de cointegración es conocido como el término de corrección dado que las desviaciones del equilibrio de largo plazo son corregidas gradualmente a través de una serie de ajustes parciales de corto plazo. Para detalles de este tipo de modelos ver Enders (1995).

Partiendo de la relación de equilibrio dada por (5.2.1) de la sección anterior, comenzamos por proponer el siguiente (*ECM*) para tal relación:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_Y (\cdot) + \sum [.] + \varepsilon_{Yt} \quad (5.3.1.1)$$

donde:

$$(\cdot) = \begin{pmatrix} Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 C_{t-1} - \beta_2 I_{t-1} - \beta_3 G_{t-1} - \beta_4 X_{t-1} - \beta_5 M_{t-1} - \beta_6 \Delta O_{t-1} \\ - \beta_7 TI_{t-1} - \beta_8 R_{t-1} - \beta_9 RS_{t-1} - \beta_{10} YE_{t-1} - \beta_{11} TCR_{t-1} - \beta_{12} RE_{t-1} \end{pmatrix}$$

$$\begin{aligned} \sum [.] = & \sum_{i=1} \alpha_{l,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{l,i} \Delta C_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{l,i} \Delta I_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{l,i} \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{l,i} \Delta X_{t-i} + \\ & \sum_{i=1} \alpha_{l,i} \Delta M_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{l,i} \Delta^2 O_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{l,i} \Delta TI_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{l,i} \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{l,i} \Delta RS_{t-i} + \\ & \sum_{i=1} \alpha_{l,i} \Delta YE_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{l,i} \Delta TCR_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{l,i} \Delta RE_{t-i} \end{aligned}$$

$l = 1, \dots, 13$ va alternando su valor dentro de la misma ecuación. Además, α_Y representa un parámetro.

Dado que el *ECM* dado por (5.3.1.1) requiere la estimación de los parámetros β_i ; $i = 0, \dots, 12$, Engle y Granger (1987) proponen utilizar la serie de los residuales estimados en la sección anterior rezagados un periodo $\hat{\varepsilon}_{t-1}$, los cuales estimarán la desviación del equilibrio de largo plazo en el periodo $t-1$. Por lo tanto, estos residuales representarán una variable instrumental a emplear. Así, el modelo de corrección de error a estimar vendrá dado por:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_Y \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum [.] + \varepsilon_{Yt} \quad (5.3.1.2)$$

donde: $\sum [.]$ está dado como en (5.3.1.1).

Así, (5.3.1.2) constituye un *ECM* en primeras diferencias, en donde el término de corrección de error viene dado por $\hat{\varepsilon}_{t-1}$. Dado que todos los elementos de (5.3.1.2) son estacionarios, entonces la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios de la ecuación produce estimadores consistentes al haber cointegración. Por su parte, el coeficiente α_Y asociado a $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ se denomina parámetro de velocidad de ajuste, e indica cómo la variable Y_t responde ante un desequilibrio en el periodo anterior, es decir, nos cuantifica la dinámica de corto plazo o el ciclo económico. Así, la ecuación (5.3.1.2) representa una ecuación del ciclo económico para el PIB real de México.

Por lo tanto, procedemos a estimar (5.3.1.2) por Mínimos Cuadrados Ordinarios. Cabe señalar que solo se incluye un rezago para las primeras diferencias de las series que conforman el término $\sum[.]$ por la misma razón explicada en la sección 5.2.2, además de que dada la cantidad de variables que estamos manejando, al incluir mas rezagos tendría consecuencias sobre los grados de libertad al momento de realizar las pruebas de diagnósticos a los coeficientes estimados. Los resultados de la estimación se muestran a continuación. El estadístico t calculado se muestra entre paréntesis:

(5.3.1.3)

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = & 0.006 - 0.5706 \hat{\varepsilon}_{t-1} + 0.09 \Delta Y_{t-1} - 0.03 \Delta C_{t-1} + 0.04 \Delta I_{t-1} + 0.006 \Delta G_{t-1} - 0.04 \Delta X_{t-1} + 0.01 \Delta M_{t-1} + 0.01 \Delta^2 O_{t-1} \\ & \quad \quad \quad (2.69) \quad (-2.02) \quad (0.40) \quad (-0.31) \quad (0.69) \quad (0.17) \quad (-1.7) \quad (0.70) \quad (0.40) \\ & - 0.0007 \Delta TI_{t-1} + 2.63E^{-05} \Delta R_{t-1} - 0.04 \Delta RS_{t-1} + 0.03 \Delta YE_{t-1} - 0.06 \Delta TCR_{t-1} + 0.001 \Delta RE_{t-1} \\ & \quad \quad \quad (-0.41) \quad (0.15) \quad (-0.32) \quad (0.19) \quad (-2.74) \quad (0.99) \end{aligned}$$

En la ecuación (5.3.1.3) el parámetro de velocidad de ajuste α_Y es de particular interés, ya que tiene importantes implicaciones para la dinámica de corto plazo o ciclo de la economía mexicana, al indicar tanto la manera como la velocidad a la cual el PIB real de México regresa al equilibrio una vez que se ha desviado del mismo. El resto de los parámetros en la ecuación, esto es, todos los asociados a los cambios en las variables de un periodo antes, indican la manera en que varía el cambio (primera diferencia) del PIB real de México en el periodo actual, debido al cambio un periodo anterior de cada una de las variables explicativas (en este caso las variables explicativas son los cambios de las variables un periodo anterior).

Así entonces, dado que la estimación de la ecuación para ΔY_t produce estimadores consistentes, tanto al parámetro de velocidad de ajuste como al resto de los parámetros estimados se les realiza la siguiente prueba de hipótesis con el objeto de evaluar su nivel de significancia:

$$H_0 : \left| \hat{\alpha} \right| = 0$$

vs. (5.3.1.4)

$$H_a : \left| \hat{\alpha} \right| \neq 0$$

El estadístico de prueba será el estadístico de la distribución *t-student* dado por:

$$t = \frac{\hat{\alpha} - 0}{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}}$$

La regla de decisión será: si t calculado $>$ valor crítico de la distribución t al

95% de confianza con 84 grados de libertad (99 observaciones al tener los datos en

primeras diferencias menos 15 parámetros estimados) entonces rechazamos H_0 a favor de H_a y concluimos que el parámetro estimado es significativamente distinto de cero.

El valor crítico de la distribución t con 60 grados de libertad (el cual es el valor más cercano que se dispone en relación al que se necesita) y 95% de confianza es de 2.0. Por lo tanto, de la ecuación (5.3.1.3) se puede notar que en el caso del PIB real de México el parámetro de velocidad de ajuste resulta ser significativo. Por su parte, para el resto de los parámetros se puede notar que solo es significativo ΔTCR_{t-1} además del intercepto.

La interpretación de los resultados encontrados en esta sección será dada en la sección 5.4.

5.3.2 *VECM* asociado al modelo multiecuacional

En la sección 5.2.2 se determinó que de acuerdo a la metodología de Johansen (1988) existen cuatro vectores de cointegración. Así, siguiendo la metodología anterior, ahora se procede a estimar el *VECM* asociado a las cuatro relaciones de equilibrio de largo plazo.

De (5.2.2) obtuvimos el siguiente modelo *VECM* para las variables que estamos empleando y el cual será el que se estimará:

$$\Delta \underline{x}_t = \Pi \underline{x}_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta \underline{x}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5.2.2.7)$$

donde: $\Pi = -\left(I - \sum_{i=p}^P A_i\right)$ y $\pi_i = -\left(I - \sum_{j=1}^i A_j\right)$.

Notemos que este *VECM* tiene dos componentes:

1.- La parte dada por $\Pi \underline{x}_{t-p}$ se refiere al largo plazo.

2.- La parte dada por: $\sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta \underline{x}_{t-i}$ indica las relaciones de corto plazo, o sea, de la dinámica.

Así entonces, se procede a estimar (5.2.2.7) considerando las restricciones especificadas en la sección (5.2.2), es decir, se incluye un intercepto tanto en los términos de corrección de error como en las ecuaciones de cointegración, además de un rezago en los términos correspondientes a las primeras diferencias de las series.

Además, para poder realizar la estimación partimos la matriz Π en (5.2.2.7) en dos submatrices α y β' , donde α es la matriz que contiene todos los términos de velocidad de ajuste ante desequilibrios la cual es de (13*4), y β' es la matriz que contiene los coeficientes de largo plazo la cual es de (4*13).

Por otro lado, dado que en la metodología de Johansen (1988) los vectores de cointegración no están identificados a menos que se impongan sobre ellos algún tipo de normalización, se realiza dicha normalización de la siguiente manera: al tener cuatro relaciones de cointegración, se expresan las primeras cuatro variables (Y_t , C_t , I_t y G_t) como funciones de las restantes nueve variables: (X_t , M_t , ΔO_t , (X_t , R_t , RS_t , YE_t ,

TCR_t , RE_t). La razón de ello es que esta normalización permite identificar todos los vectores de cointegración y por lo tanto, E-Views reporta los errores estándar asociados a cada coeficiente estimado, lo cual permitirá realizar pruebas de hipótesis para determinar el nivel de significancia de los coeficientes estimados. Esta normalización es la que reporta E-views por default, y es la que se decidió dejar debido a que cualquier otra normalización que se imponga no permite reportar los errores estándar, y por lo tanto, no se podrán hacer las pruebas de hipótesis respectivas.

Así entonces, considerando lo anterior, se estima (5.2.2.7) por Máxima Verosimilitud. Los resultados obtenidos se muestran en la tabla (5.3.2.1) para el caso de la matriz β' y en la tabla (5.3.2.2) para el caso del modelo completo.

La tabla (5.3.2.1) nos muestra las cuatro relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables estimadas. Dada la normalización hecha al estimar, la ecuación de cointegración (1) nos muestra la relación entre el PIB real de México y el resto de las variables, la ecuación de cointegración (2) muestra la relación entre el consumo en México y el resto de las variables, la ecuación de cointegración (3) muestra la relación entre la inversión y el resto de las variables, mientras que la ecuación de cointegración (4) muestra la relación entre el gasto público y el resto de las variables. Además, de la tabla se puede notar que para las cuatro ecuaciones de cointegración solamente es posible establecer la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables dependientes en cada caso con las restantes 9 variables: X_t , M_t , ΔO_t , TI_t , R_t , RS_t , YE_t , TCR_t , RE_t ; lo cual se debe a la normalización realizada.

Tabla (5.3.2.1) Relaciones de equilibrio de largo plazo en la economía mexicana (valores obtenidos al estimar los coeficientes de la matriz β^t en Π de (5.2.2.7)). Los errores estándar y el estadístico t asociados a cada coeficiente estimado se muestra entre () y [] respectivamente

	Ecuación de cointegración (1)	Ecuación de cointegración (2)	Ecuación de cointegración (3)	Ecuación de cointegración (4)
Y_t	1	0	0	0
C_t	0	1	0	0
I_t	0	0	1	0
G_t	0	0	0	1
X_t	-0.1938 (0.03) [-5.83]	0.3235 (0.06) [4.84]	-0.3964 (0.11) [-3.56]	-1.7819 (0.24) [-7.13]
M_t	0.0417 (0.02) [1.76]	0.0550 (0.04) [1.15]	-0.0990 (0.07) [-1.24]	0.1777 (0.17) [0.99]
ΔO_t	-0.8782 (0.15) [-5.74]	-0.3760 (0.30) [-1.22]	-4.4050 (0.51) [-8.62]	-1.2595 (1.14) [-1.09]
TI_t	-0.0268 (0.005) [-5.19]	-0.0872 (0.01) [-8.40]	-0.0460 (0.01) [-2.66]	0.1667 (0.03) [4.29]
R_t	0.0039 (0.0004) [8.30]	0.0068 (0.0009) [7.24]	0.0109 (0.001) [6.92]	-0.0058 (0.003) [-1.64]
RS_t	0.2488 (0.09) [2.48]	-0.0390 (0.20) [-0.19]	1.6185 (0.33) [4.84]	0.7900 (0.75) [1.05]
YE_t	-0.2117 (0.13) [-1.54]	-2.2173 (0.27) [-8.06]	1.0418 (0.45) [2.27]	6.1395 (1.02) [5.97]
TCR_t	0.1817 (0.04) [4.43]	0.3851 (0.08) [4.67]	0.4598 (0.13) [3.35]	-0.4052 (0.30) [-1.31]
RE_t	0.0053 (0.002) [2.47]	-0.0246 (0.004) [-5.63]	0.0134 (0.007) [1.84]	0.1365 (0.01) [8.34]

Se procede a continuación a checar el nivel de significancia de cada uno de los coeficientes estimados. Para ello se realiza la siguiente prueba de hipótesis:

$$H_0 : \left| \hat{\beta}_i \right| = 0$$

vs. (5.3.2.1)

$$H_a : \left| \hat{\beta}_i \right| \neq 0$$

El estadístico de prueba será el estadístico de la distribución t dado por: $t = \frac{\hat{\beta}_i - 0}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}}$.

La regla de decisión será: si t calculado $>$ valor crítico de la distribución t al 95% de confianza con 87 grados de libertad, entonces rechazamos H_0 a favor de H_a y concluimos que el parámetro estimado $\hat{\beta}_i$ es significativamente distinto de cero.

El valor crítico de la distribución t con 60 grados de libertad (el cual es el valor más cercano que se dispone en relación al que se necesita) y 95% de confianza es de 2.0. Por lo tanto, de la tabla (5.3.2.1) se puede notar que:

1. Para la ecuación de cointegración (1) son significativos X_t , ΔO_t , TI_t , R_t , RS_t , TCR_t y RE_t .
2. Para la ecuación de cointegración (2) son significativos X_t , TI_t , R_t , YE_t , TCR_t y RE_t .
3. Para la ecuación de cointegración (3) son significativos X_t , ΔO_t , TI_t , R_t , RS_t , YE_t y TCR_t .

4. Para la ecuación de cointegración (4) son significativos X_t , TI_t , YE_t y RE_t .

Una vez que se han mostrado los resultados de las cuatro relaciones de equilibrio de largo plazo, a continuación se muestran los resultados obtenidos al estimar el modelo de corrección de error dado por (5.2.2.7) de la manera como ya fue especificado. Dichos resultados se muestran en la tabla (5.3.2.2). Para todas las variables, los coeficientes estimados $\hat{\alpha}_1$, $\hat{\alpha}_2$, $\hat{\alpha}_3$ y $\hat{\alpha}_4$ corresponden a los parámetros de velocidad de ajuste asociados a cada una de las ecuaciones de cointegración de la tabla (5.3.2.1), los cuales constituyen el término de corrección de error. Además, para llevar consistencia con el modelo uniecuacional, se decidió incluir un intercepto en todos los casos.

Tabla (5.3.2.2) Estimación del modelo de corrección de error (5.2.2.7). Los errores estándar y el estadístico t asociados a cada coeficiente estimado se muestra entre () y [] respectivamente

	ΔY_t	ΔC_t	ΔI_t	ΔG_t	ΔX_t	ΔM_t	$\Delta^2 O_t$
Intercepto	0.0052 (0.002) [2.16]	0.0097 (0.003) [2.84]	0.0035 (0.009) [0.35]	0.0087 (0.007) [1.11]	0.0134 (0.01) [1.05]	0.0128 (0.01) [0.87]	-0.0032 (0.004) [-0.71]
$\hat{\alpha}_1$	-0.8707 (0.24) [-3.54]	0.0712 (0.34) [0.20]	0.7405 (0.99) [0.74]	0.3179 (0.79) [0.39]	1.3345 (1.28) [1.03]	1.8131 (1.47) [1.23]	-0.5950 (0.46) [-1.28]
$\hat{\alpha}_2$	0.3370 (0.10) [3.13]	-0.1616 (0.15) [-1.07]	-0.0949 (0.43) [-0.21]	-0.4241 (0.34) [-1.21]	-0.0195 (0.56) [-0.03]	-0.6597 (0.64) [-1.02]	0.4320 (0.20) [2.14]
$\hat{\alpha}_3$	0.1197 (0.04) [2.98]	0.0292 (0.05) [0.52]	-0.2318 (0.16) [-1.43]	0.0182 (0.12) [0.14]	-0.3465 (0.21) [-1.64]	-0.2630 (0.24) [-1.09]	0.2291 (0.07) [3.04]
$\hat{\alpha}_4$	0.0802 (0.02) [2.99]	-0.0459 (0.03) [-1.22]	-0.0485 (0.10) [-0.44]	-0.0987 (0.08) [-1.13]	0.0399 (0.14) [0.28]	-0.2202 (0.16) [-1.37]	0.0745 (0.05) [1.48]
ΔY_{t-1}	0.2716 (0.21) [1.23]	0.0833 (0.30) [0.27]	0.2962 (0.88) [0.33]	0.3299 (0.71) [0.46]	-0.6241 (1.14) [-0.54]	-0.9624 (1.31) [-0.73]	0.7609 (0.41) [1.84]

ΔC_{t-1}	-0.0801 (0.11) [-0.68]	-0.0247 (0.16) [-0.15]	0.1062 (0.47) [0.22]	-0.0756 (0.37) [-0.19]	-0.3377 (0.61) [-0.54]	0.0745 (0.70) [0.10]	-0.4013 (0.22) [-1.82]
ΔI_{t-1}	-0.0019 (0.06) [-0.02]	0.0539 (0.08) [0.60]	-0.0835 (0.25) [-0.32]	0.0626 (0.20) [0.30]	0.1340 (0.33) [0.40]	0.2197 (0.38) [0.57]	-0.0509 (0.11) [-0.42]
ΔG_{t-1}	-0.0055 (0.03) [-0.14]	0.1268 (0.05) [2.40]	-0.0439 (0.15) [-0.28]	-0.3538 (0.12) [-2.89]	0.0639 (0.19) [0.32]	0.3969 (0.22) [1.75]	-0.0398 (0.07) [-0.56]
ΔX_{t-1}	-0.0630 (0.02) [-2.57]	-0.0335 (0.03) [-0.98]	-0.0991 (0.09) [-1.00]	0.0743 (0.07) [0.93]	-0.2074 (0.12) [-1.61]	-0.2235 (0.14) [-1.52]	0.0364 (0.04) [0.79]
ΔM_{t-1}	0.0131 (0.02) [0.63]	0.0439 (0.02) [1.50]	0.1097 (0.08) [1.30]	0.0012 (0.06) [0.01]	-0.0547 (0.10) [-0.50]	0.0430 (0.12) [0.34]	0.0297 (0.03) [0.76]
$\Delta^2 O_{t-1}$	0.0060 (0.04) [0.12]	0.0635 (0.06) [0.97]	-0.1927 (0.18) [-1.02]	0.0486 (0.15) [0.32]	-0.2713 (0.24) [-1.10]	-0.0517 (0.27) [-0.18]	0.0156 (0.08) [0.17]
ΔTI_{t-1}	-0.0013 (0.002) [-0.61]	-0.0005 (0.003) [-0.17]	-0.0008 (0.008) [-0.09]	-0.0071 (0.007) [-1.01]	-0.0043 (0.01) [-0.37]	0.0078 (0.01) [0.59]	0.0114 (0.004) [2.79]
ΔR_{t-1}	0.0001 (0.0002) [0.59]	1.67E-05 (0.0003) [0.05]	0.0004 (0.0009) [0.52]	0.0005 (0.0007) [0.73]	0.0003 (0.001) [0.30]	-0.0007 (0.001) [-0.52]	-0.0004 (0.0004) [-1.11]
ΔRS_{t-1}	-0.1452 (0.14) [-0.99]	0.0243 (0.20) [0.11]	-0.1206 (0.58) [-0.20]	-0.0391 (0.47) [-0.08]	0.1688 (0.76) [0.22]	-0.2008 (0.87) [-0.22]	0.2670 (0.27) [0.97]
ΔYE_{t-1}	0.1099 (0.23) [0.46]	-0.5195 (0.33) [-1.56]	0.2478 (0.95) [0.25]	-0.7946 (0.76) [-1.03]	2.4657 (1.24) [1.98]	1.6897 (1.41) [1.19]	0.0922 (0.44) [0.20]
ΔTCR_{t-1}	-0.0540 (0.02) [-2.07]	-0.0726 (0.03) [-1.98]	-0.4235 (0.10) [-4.02]	0.0355 (0.08) [0.42]	0.2232 (0.13) [1.63]	-0.4881 (0.15) [-3.12]	-0.1404 (0.04) [-2.86]
ΔRE_{t-1}	0.0016 (0.001) [0.87]	0.0014 (0.002) [0.56]	0.0228 (0.007) [3.04]	0.0037 (0.006) [0.61]	-0.0006 (0.009) [-0.06]	0.0357 (0.01) [3.20]	-0.0027 (0.003) [-0.77]

Tabla (5.3.2.2)
continuación...

	ΔTI_t	ΔR_t	ΔRS_t	ΔYE_t	ΔTCR_t	ΔRE_t
Intercepto	-0.5643 (0.19) [-2.94]	-4.1715 (2.16) [-1.92]	-0.0025 (0.003) [-0.81]	0.0099 (0.0009) [10.55]	-0.0056 (0.01) [-0.42]	0.0357 (0.14) [0.25]
$\hat{\alpha}_1$	-28.240 (19.27) [-1.46]	-300.99 (217.54) [-1.38]	-1.0234 (0.30) [-3.31]	0.0675 (0.09) [0.71]	0.5024 (1.34) [0.37]	-30.56 (14.21) [-2.14]
$\hat{\alpha}_2$	27.1709 (8.42) [3.22]	110.4779 (95.11) [1.16]	0.3968 (0.13) [2.94]	-0.0797 (0.04) [-1.92]	0.1625 (0.58) [0.27]	1.2223 (6.21) [0.19]
$\hat{\alpha}_3$	0.3508 (3.14) [0.11]	38.695 (35.48) [1.09]	0.1413 (0.05) [2.80]	0.0070 (0.01) [0.45]	-0.1225 (0.21) [-0.55]	8.2968 (2.31) [3.57]
$\hat{\alpha}_4$	5.5126 (2.10) [2.62]	22.358 (23.71) [0.94]	0.1019 (0.03) [3.03]	-0.0402 (0.01) [-3.90]	0.0843 (0.14) [0.57]	-0.3361 (1.54) [-0.21]
ΔY_{t-1}	69.29 (17.19) [4.03]	453.7871 (194.02) [2.33]	-0.0381 (0.27) [-0.13]	0.0500 (0.08) [0.59]	0.9749 (1.19) [0.81]	23.983 (12.67) [1.89]
ΔC_{t-1}	-7.7989 (9.19) [-0.84]	65.805 (103.76) [0.63]	-0.1884 (0.14) [-1.28]	0.0271 (0.04) [0.60]	0.0109 (0.64) [0.01]	1.0328 (6.78) [0.15]
ΔI_{t-1}	-20.248 (5.004) [-4.04]	-166.64 (56.48) [-2.95]	-0.0114 (0.08) [-0.14]	-0.0180 (0.02) [-0.73]	-0.0228 (0.34) [-0.06]	-5.8770 (3.69) [-1.59]
ΔG_{t-1}	-3.3107 (2.95) [-1.11]	-29.779 (33.38) [-0.89]	-0.0014 (0.04) [-0.03]	0.0095 (0.01) [0.65]	-0.4295 (0.20) [-2.08]	-4.0756 (2.18) [-1.86]
ΔX_{t-1}	-1.8137 (1.91) [-0.94]	-32.351 (21.63) [-1.49]	-0.0100 (0.03) [-0.32]	-0.0191 (0.009) [-2.03]	0.1356 (0.13) [1.01]	-0.7553 (1.41) [-0.53]
ΔM_{t-1}	2.2217 (1.62) [1.36]	24.792 (18.39) [1.34]	-0.0176 (0.02) [-0.67]	0.0005 (0.008) [0.06]	-0.0734 (0.11) [-0.64]	4.4794 (1.20) [3.72]
$\Delta^2 O_{t-1}$	-7.5732 (3.66) [-2.06]	-80.362 (41.32) [-1.94]	0.0300 (0.058) [0.51]	-0.0015 (0.01) [-0.08]	0.2333 (0.2553) [0.91]	6.9578 (2.70) [2.57]
ΔTI_{t-1}	0.2062 (0.17) [1.20]	1.6318 (1.93) [0.84]	-0.0025 (0.002) [-0.92]	0.0003 (0.0008) [0.39]	-0.0315 (0.011) [-2.64]	-0.1789 (0.12) [-1.41]

ΔR_{t-1}	-0.0335 (0.01) [-1.92]	-0.2041 (0.19) [-1.03]	0.0001 (0.0002) [0.68]	0.0001 (8.6E-05) [1.36]	0.0010 (0.001) [0.86]	0.0093 (0.01) [0.72]
ΔRS_{t-1}	-42.1997 (11.44) [-3.68]	-251.2492 (129.13) [-1.94]	-0.0743 (0.18) [-0.40]	-0.0491 (0.05) [-0.87]	0.3167 (0.79) [0.39]	1.5816 (8.43) [0.18]
ΔYE_{t-1}	20.6305 (18.55) [1.11]	156.5823 (209.44) [0.74]	0.1911 (0.29) [0.64]	-0.2207 (0.09) [-2.42]	-0.0802 (1.29) [-0.06]	-32.0510 (13.68) [-2.34]
ΔTCR_{t-1}	8.2572 (2.04) [4.03]	97.8116 (23.09) [4.23]	0.1037 (0.03) [3.16]	-0.0184 (0.01) [-1.83]	0.2236 (0.14) [1.56]	1.9161 (1.50) [1.27]
ΔRE_{t-1}	-0.1254 (0.14) [-0.85]	-0.2761 (1.64) [-0.16]	-0.0063 (0.002) [-2.72]	0.0047 (0.0007) [6.69]	-0.0237 (0.01) [-2.33]	0.2478 (0.10) [2.30]

Al igual que en el caso del modelo uniecuacional, se procede a continuación a checar el nivel de significancia de cada uno de los parámetros estimados del modelo de corrección de error. Para ello se realiza la siguiente prueba de hipótesis:

$$H_0 : \left| \hat{\alpha} \right| = 0$$

vs. (5.3.2.2)

$$H_a : \left| \hat{\alpha} \right| \neq 0$$

La prueba se aplica tanto a los parámetros de velocidad de ajuste como al resto de los parámetros. Así, el estadístico de prueba será el estadístico de la distribución

t-student dado por: $t = \frac{\hat{\alpha} - 0}{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}}$. La regla de decisión será: si t calculado > valor crítico de

la distribución t al 95% de confianza con 82 grados de libertad entonces rechazamos H_0 a

favor de H_a y concluimos que el parámetro estimado es significativamente distinto de cero.

El valor crítico de la distribución t con 60 grados de libertad (el cual es el valor más cercano de que se dispone en relación al que se necesita) y 95% de confianza es de 2.0. Por lo tanto, de la tabla (5.3.2.2) se puede notar que:

1. Para ΔY_t es significativo el intercepto, $\hat{\alpha}_1$, $\hat{\alpha}_2$, $\hat{\alpha}_3$, $\hat{\alpha}_4$, ΔX_{t-1} y ΔTCR_{t-1} .
2. Para ΔC_t es significativo el intercepto y ΔG_{t-1} .
3. Para ΔI_t es significativo ΔTCR_{t-1} y ΔRE_{t-1} .
4. Para ΔG_t es significativo ΔG_{t-1} .
5. Para ΔX_t no es significativa ninguna de sus variables explicativas.
6. Para ΔM_t es significativo ΔTCR_{t-1} y ΔRE_{t-1} .
7. Para $\Delta^2 O_t$ es significativo $\hat{\alpha}_2$, $\hat{\alpha}_3$, ΔTI_{t-1} y ΔTCR_{t-1} .
8. Para ΔTI_t es significativo el intercepto, $\hat{\alpha}_2$, $\hat{\alpha}_4$, ΔY_{t-1} , ΔI_{t-1} , $\Delta^2 O_{t-1}$, ΔRS_{t-1} y ΔTCR_{t-1} .
9. Para ΔR_t es significativo ΔY_{t-1} , ΔI_{t-1} y ΔTCR_{t-1} .
10. Para ΔRS_t es significativo $\hat{\alpha}_1$, $\hat{\alpha}_2$, $\hat{\alpha}_3$, $\hat{\alpha}_4$, ΔTCR_{t-1} y ΔRE_{t-1} .
11. Para ΔYE_t es significativo el intercepto, $\hat{\alpha}_4$, ΔX_{t-1} , ΔYE_{t-1} y ΔRE_{t-1} .
12. Para ΔTCR_t es significativo ΔG_{t-1} , ΔTI_{t-1} y ΔRE_{t-1} .
13. Para ΔRE_t es significativo $\hat{\alpha}_1$, $\hat{\alpha}_3$, ΔM_{t-1} , $\Delta^2 O_{t-1}$, ΔYE_{t-1} y ΔRE_{t-1} .

5.4 Resultados e inferencia

Del análisis econométrico anterior, se infieren los siguientes resultados⁴¹:

1. Las trece series consideradas no son estacionarias, y además, el tipo de no estacionariedad de todas ellas es Difference Stationary (DS). Por lo tanto, todas tendrán que ser diferenciadas para volverlas estacionarias, y de esta manera evitar tener resultados espúreos al momento de realizar las regresiones respectivas. Los resultados arrojan que la oferta monetaria tendrá que ser diferenciada dos veces, mientras que el resto de las series: PIB real de México, consumo, inversión, gasto público, exportaciones, importaciones, tasa de inflación, tasa de interés de México, residual de Solow, PIB real de U.S.A., tipo de cambio real y tasa de interés de U.S.A. solo tendrán que ser diferenciadas una vez.
2. Las trece variables están cointegradas de orden (1,1), por lo que comparten una tendencia estocástica común de largo plazo, lo cual implica que la economía mexicana converge a un equilibrio en el largo plazo.
3. De acuerdo a la metodología de Engle-Granger (1987), la economía mexicana tiene una relación de equilibrio de largo plazo de la siguiente manera: la relación del PIB real con el consumo, la inversión, el gasto público, las exportaciones, la tasa de inflación, el nivel de productividad o de tecnología, el PIB real de U.S.A. y la tasa de interés de U.S.A. es positiva, por lo que cuando alguna de estas variables

⁴¹ En todos los casos a lo largo de esta sección ya no se menciona la magnitud de la variación porque ya fue indicada en la sección respectiva a lo largo del análisis econométrico.

aumenta (disminuye), el PIB real de México aumenta (disminuye). Por su parte, la relación entre el PIB real con las importaciones, la tasa de crecimiento de la oferta monetaria, la tasa de interés de México y el tipo de cambio real es negativa, por lo que cuando alguna de estas variables aumenta (disminuye), el PIB real de México varía de manera contraria.

4. Dado que la economía mexicana comparte una tendencia estocástica común, entonces las desviaciones de esa tendencia son solo temporales, por lo que de acuerdo a los resultados obtenidos del modelo de corrección de error asociado al modelo uniecuacional (Engle-Granger), una fluctuación o ciclo del PIB real de México será corregido de la siguiente manera: ante una perturbación positiva en el PIB real de México que provoque una desviación de su tendencia en un trimestre determinado, entonces en un trimestre posterior, esa variable tiende a disminuir. El término de corrección de error resulta ser significativo, por lo que el ciclo del PIB real de México se corrige a una velocidad de 0.5706.

5. El procedimiento de Engle y Granger (1987) también indica lo siguiente:

La tasa de crecimiento del PIB real de México en un trimestre determinado varía de manera inversa ante un cambio de la tasa de crecimiento del tipo de cambio real en un trimestre anterior⁴².

⁴² Dado que el nivel del PIB real de México está en logaritmo natural, entonces el cambio en la variable nos indica la tasa de crecimiento.

6. Por su parte, el procedimiento de Johansen (1988) nos indica que la economía mexicana tiene cuatro relaciones de equilibrio de largo plazo de la siguiente manera⁴³:
- ✓ La primera de ellas nos indica que el PIB real de México tiene una relación positiva y significativa con el nivel de exportaciones, con la tasa de crecimiento de la oferta monetaria y con la tasa de inflación, mientras que la relación es negativa con la tasa de interés en México, el nivel de productividad o de tecnología, el tipo de cambio real y la tasa de interés de U.S.A.
 - ✓ La segunda de ellas nos indica que el consumo en México tiene una relación positiva y significativa con la tasa de inflación, el PIB real de U.S.A. y la tasa de interés de U.S.A., mientras que la relación es negativa con el nivel de exportaciones, la tasa de interés en México y el tipo de cambio real.
 - ✓ La tercera de ellas nos indica que la inversión en México tiene una relación positiva y significativa con el nivel de exportaciones, la tasa de crecimiento de la oferta monetaria y la tasa de inflación, mientras que la relación es negativa con la tasa de interés en México, el nivel de tecnología o de productividad, el PIB real de U.S.A. y el tipo de cambio real.
 - ✓ La cuarta de ellas nos indica que el gasto público en México tiene una relación positiva y significativa con el nivel de exportaciones, mientras que la relación es negativa con la tasa de inflación, el PIB real de U.S.A. y la tasa de interés de U.S.A.

⁴³ En este caso la interpretación es contraria a la del signo mostrado en la tabla (5.3.2.1), debido a que cada una de las relaciones de cointegración de esa tabla corresponde a los residuales, y por la definición de residuales, entonces la interpretación llevará el signo contrario.

7. En lo que corresponde al modelo de corrección de error asociado al modelo multiecuacional (Johansen), los resultados nos indican que:
- ✓ Ante una desviación (fluctuación o ciclo) de su tendencia de largo plazo en un trimestre determinado, el PIB real de México tiende a disminuir en el siguiente trimestre a una velocidad de ajuste de 0.8707⁴⁴. Además, la tasa de crecimiento del PIB real de México en un trimestre varía de manera inversa a como lo hace la tasa de crecimiento de las exportaciones y la tasa de crecimiento del tipo de cambio real, ambas en el trimestre anterior.
 - ✓ Ante una desviación de su tendencia de largo plazo en un trimestre determinado, el consumo aumenta en el siguiente trimestre para corregir la desviación, sin embargo, su parámetro de velocidad de ajuste no es significativo. Además, la tasa de crecimiento del consumo en un trimestre varía de manera directa a como lo hace la tasa de crecimiento del gasto público en un trimestre anterior.
 - ✓ Cuando ocurre una desviación de la tendencia de largo plazo de la inversión en un trimestre, ésta aumenta en el siguiente trimestre para corregir su desviación, sin embargo, su parámetro de velocidad de ajuste no es significativo. Además, la tasa de crecimiento de la inversión en un trimestre determinado varía de manera inversa a como lo hace el tipo de cambio real y de manera directa a como lo hace la tasa de interés de U.S.A., ambas en el trimestre anterior.
 - ✓ Cuando ocurre una desviación de la tendencia de largo plazo del gasto público en un trimestre determinado, éste aumenta en el siguiente trimestre para corregir su desviación, sin embargo, su parámetro de velocidad de ajuste no es

⁴⁴ En este caso solo se está tomando el valor de $\hat{\alpha}_1$ que es el que se corresponde la ecuación de cointegración uno, la cual es precisamente la que relaciona el nivel del PIB real de México con las variables explicativas.

significativo. Además, la tasa de crecimiento del gasto público varía de manera inversa a como lo hace la misma tasa pero en el trimestre anterior.

- ✓ Ante una desviación (fluctuación o ciclo) de su tendencia de largo plazo en un trimestre determinado, las exportaciones aumentan en el siguiente trimestre para corregir su desviación, sin embargo, su parámetro de velocidad de ajuste no es significativo. Además, la tasa de crecimiento de las exportaciones en un trimestre no varía ante el cambio de ninguna otra variable en el trimestre anterior.
- ✓ Ante una desviación de su tendencia de largo plazo en un trimestre determinado, las importaciones aumentan el siguiente trimestre para corregir su desviación, sin embargo, su parámetro de velocidad de ajuste no es significativo. Además, la tasa de crecimiento de las importaciones varía de manera inversa a como lo hace la tasa de crecimiento del tipo de cambio real, mientras que varía de manera directa a como lo hace la primera diferencia de la tasa de interés de U.S.A., ambas en el periodo anterior.
- ✓ Cuando ocurre una desviación de la tendencia de largo plazo de la tasa de crecimiento de la oferta monetaria en un trimestre determinado, ésta disminuye en el siguiente trimestre para corregir su fluctuación, sin embargo, su parámetro de velocidad de ajuste no es significativo en la ecuación de interés (ecuación de cointegración 1). A pesar de ello, dicho parámetro sí es significativo en las ecuaciones de cointegración 2 y 3 en donde la velocidad de ajuste es de 0.4320 y 0.2292 respectivamente. Además, la primera diferencia de la tasa de crecimiento de la oferta monetaria responde de manera directa ante un cambio de la primera diferencia de la tasa de inflación y de manera inversa ante un

cambio de la tasa de crecimiento del tipo de cambio real, ambos en el trimestre anterior.

- ✓ Ante una desviación de la tendencia de largo plazo de la tasa de inflación en un trimestre determinado, ésta disminuye en el siguiente trimestre para corregir su fluctuación, sin embargo, su parámetro de velocidad de ajuste no es significativo en la ecuación de cointegración 1. A pesar de ello, dicho parámetro sí es significativo en las ecuaciones de cointegración 2 y 4 en donde la velocidad de ajuste es de 27.17 y 5.51 respectivamente. Además, la primera diferencia de la tasa de inflación en un trimestre, varía de manera directa a como lo hace la tasa de crecimiento del PIB real de México en un trimestre anterior, mientras que varía de manera inversa a como lo hacen la tasa de crecimiento de la inversión, la primera diferencia de la tasa de crecimiento de la oferta monetaria y el nivel de tecnología o de productividad, todas ellas en el trimestre anterior.
- ✓ Cuando ocurre una desviación de su tendencia de largo plazo en un trimestre determinado, la tasa de interés en México disminuye en el siguiente trimestre para corregir su fluctuación, sin embargo, su parámetro de velocidad de ajuste no es significativo. Además, la primera diferencia de la tasa de interés en México varía de manera directa a como lo hacen la tasa de crecimiento del PIB real de México y la tasa de crecimiento del tipo de cambio real en un trimestre anterior, mientras que varía de manera inversa como lo hace la tasa de crecimiento de la inversión en un trimestre anterior.
- ✓ Ante una desviación de la tendencia de largo plazo del nivel tecnológico o de productividad en México en un trimestre determinado, éste disminuye en el siguiente trimestre para corregir su fluctuación a una velocidad de ajuste de

1.0234. El nivel tecnológico o de productividad también se ajusta en las ecuaciones de cointegración 2, 3 y 4 a una velocidad de ajuste de 0.3968, 0.1413 y 0.1019 respectivamente. A su vez, la primera diferencia del nivel de tecnología o de productividad en un trimestre determinado, varía de manera directa a como lo hace la tasa de crecimiento del tipo de cambio real y de manera inversa a como lo hace la primera diferencia de la tasa de interés de U.S.A, ambas en el trimestre anterior.

- ✓ Cuando ocurre una desviación de la tendencia de largo plazo del PIB real de U.S.A. en un trimestre determinado, éste aumenta en el siguiente trimestre para corregir su fluctuación, sin embargo, su parámetro de velocidad de ajuste no es significativo. A pesar de ello, dicho parámetro sí es significativo en la ecuación de cointegración 4, en donde la velocidad de ajuste es de -0.0402. Además, la tasa de crecimiento del PIB real de U.S.A. en un trimestre, varía de manera inversa a como lo hacen la tasa de crecimiento de las exportaciones en el trimestre anterior y la misma tasa de crecimiento del PIB real de U.S.A. pero en el trimestre anterior, mientras que varía de manera directa a como lo hace la primera diferencia de la tasa de interés de U.S.A. en el trimestre anterior.
- ✓ Cuando ocurre una desviación de la tendencia de largo plazo del tipo de cambio real en un trimestre determinado, éste aumenta en el siguiente trimestre para corregir su fluctuación, sin embargo, su parámetro de velocidad de ajuste no es significativo. Además, la tasa de crecimiento del tipo de cambio real en un trimestre varía de manera inversa a como lo hacen la tasa de crecimiento del gasto público, la primera diferencia de la tasa de inflación y la primera diferencia de la tasa de interés de U.S.A., todas ellas en el trimestre anterior.

- ✓ Ante una desviación de la tendencia de largo plazo (fluctuación o ciclo) de la tasa de interés de U.S.A. en un trimestre determinado, ésta disminuye en el siguiente trimestre para corregir su fluctuación a una velocidad de ajuste de 30.56. La tasa de interés de U.S.A también se ajusta de manera significativa en la ecuación de cointegración 3 a una velocidad de 8.29. Además, la primera diferencia de la tasa de interés de U.S.A. en un trimestre varía de manera directa a como lo hace la tasa de crecimiento de las importaciones, la primera diferencia de la tasa de crecimiento de la oferta monetaria y la primera diferencia de la propia tasa de interés de U.S.A., todas ellas en el trimestre anterior, mientras que varía de manera inversa a como lo hace la tasa de crecimiento del PIB real de U.S.A. en el periodo anterior.

6.- Conclusiones

En este trabajo se ha llevado a cabo un análisis de la dinámica de la economía mexicana, poniendo especial énfasis en la dinámica de corto plazo o ciclo de las variables. El objetivo fue determinar si las fluctuaciones de las variables que la literatura económica indica como las explicativas de las fluctuaciones del producto son temporales o permanentes, sujetas a que compartan una tendencia estocástica común de largo plazo.

Primeramente se realizó un análisis descriptivo que incluye gráficas, correlaciones y volatilidades, para posteriormente culminar con un análisis cuantitativo que utiliza herramientas econométricas. En ambos casos, se modela el Producto Interno Bruto real de México como la variable dependiente, mientras que las variables explicativas incluyen variables que afectan a la demanda agregada, así como variables que afectan la oferta agregada y variables externas.

El análisis descriptivo indica que existe una correlación positiva de la tasa de crecimiento del PIB real de México con variables tales como la tasa de crecimiento del consumo, tasa de crecimiento de la inversión y la tasa de interés de U.S.A.. Por su parte, existe una correlación negativa con variables tales como la tasa de crecimiento de las exportaciones, la tasa de interés de México y la tasa de inflación.

Además, la fluctuación de la tasa de crecimiento del PIB real de México es mayor que la de variables como la tasa de crecimiento del PIB real de USA y la tasa de crecimiento de la tecnología o de la productividad, mientras que su fluctuación es menor a

la de variables como la tasa de crecimiento del consumo, la tasa de crecimiento de la inversión, la tasa de inflación, la tasa de crecimiento de la oferta monetaria, la tasa de interés en México y la tasa de crecimiento del tipo de cambio real.

El nivel del PIB real de México por su parte, tiene mayor volatilidad que el nivel del gasto público y que el nivel tecnológico o de productividad. Además, tiene menor volatilidad que el nivel de oferta monetaria, que las importaciones, las exportaciones, la inversión y el PIB real de U.S.A.. Por otro lado, su correlación más fuerte se da con el nivel de consumo, el PIB real de U.S.A., las exportaciones, las importaciones y el nivel del gasto público.

El análisis econométrico nos indica de manera más precisa las variables que influyen en las fluctuaciones de la economía mexicana, ya que nos permite discriminar entre las que son significativas o no, cosa que no ocurre con el análisis descriptivo. Así entonces, este análisis nos muestra que el PIB real de México junto con las variables explicativas consideradas comparten una tendencia estocástica común, por lo que la economía mexicana converge a un equilibrio en el largo plazo.

Una vez que se ha determinado la convergencia al equilibrio de largo plazo, se modela la dinámica de corto plazo de las variables mediante un modelo de corrección de error tanto uniecuacional como multiecuacional, en donde se observa de qué forma las desviaciones de corto plazo o ciclo de las variables, que son de naturaleza temporal, regresarán al equilibrio.

La metodología empleada permite cuantificar la fluctuación de cada una de las variables empleadas en el trabajo, por lo que los resultados completos fueron dados en la sección 5.4. De los resultados enunciados en esa sección se pueden destacar aquellos asociados al PIB real de México, al ser ésta la variable a la que se le suele asociar las recesiones o expansiones.

Por lo tanto, de acuerdo a la metodología de Engle-Granger (1987), la economía mexicana tiene una relación de equilibrio de largo plazo de la siguiente manera: la relación del PIB real con el consumo, la inversión, el gasto público, las exportaciones, la tasa de inflación, el nivel de productividad o de tecnología, el PIB real de U.S.A. y la tasa de interés de U.S.A. es positiva, por lo que cuando alguna de estas variables aumenta (disminuye), el PIB real de México aumenta (disminuye). Por su parte, la relación entre el PIB real con las importaciones, la tasa de crecimiento de la oferta monetaria, la tasa de interés de México y el tipo de cambio real es negativa, por lo que cuando alguna de estas variables aumenta (disminuye), el PIB real de México varía de manera contraria.

Así, ante una perturbación positiva en el PIB real de México que provoque una desviación de su tendencia en un trimestre determinado, entonces en el trimestre posterior tiende a disminuir, por lo que el ciclo se corrige a una velocidad de 0.5706. Además, la tasa de crecimiento del PIB real de México en un trimestre determinado varía de manera inversa ante un cambio de la tasa de crecimiento del tipo de cambio real en un trimestre anterior.

Por su parte la metodología de Johansen (1988) nos indica que el PIB real de México tiene una relación de largo plazo positiva y significativa con el nivel de

exportaciones, con la tasa de crecimiento de la oferta monetaria y con la tasa de inflación, mientras que la relación es negativa con la tasa de interés en México, el nivel de productividad o de tecnología, el tipo de cambio real y la tasa de interés de U.S.A.

Ante una desviación (fluctuación o ciclo) de su tendencia de largo plazo en un trimestre determinado, el PIB real de México tiende a disminuir en el siguiente trimestre a una velocidad de ajuste de 0.8707. Además, la tasa de crecimiento del PIB real de México en un trimestre varía de manera inversa a como lo hace la tasa de crecimiento de las exportaciones y la tasa de crecimiento del tipo de cambio real, ambas en el trimestre anterior.

Con ello entonces, las políticas públicas de expansión económica en México, deben incluir programas que apoyen el incremento del consumo, la inversión, el gasto público y las exportaciones, y deberán incluir además programas que respondan adecuadamente al incremento del nivel del PIB de U.S.A. y de la tasa de interés de U.S.A.

Los mismos programas deben de incluir políticas que apoyen la disminución del nivel de importaciones, de la tasa de crecimiento de la oferta monetaria, de la tasa de interés de México y del tipo de cambio real.

La situación respecto al nivel de precios y el nivel de tecnología es ambigua, ya que los resultados obtenidos en este trabajo muestran que la relación entre el PIB real de México con dichas variables es positiva y negativa respectivamente, por lo que esos resultados contradicen por una parte la política de restricción monetaria llevada a cabo por

el Banco de México para abatir el crecimiento en el nivel de precios, y por la otra, la teoría de los ciclos económicos reales. Trabajos posteriores es necesario que estudien de manera específica dichas relaciones y permitan eliminar esta ambigüedad.

7.- Referencias

- Aguiar Mark and Gita Gopinath (2004), "Emerging Market Business Cycles: The Cycle is the Trend", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 10734.
- Aiyagari S. Rao, Lawrence J. Christiano and Martin Eichenbaum (1992), "The Output, Employment and Interest Rate Effects of Government Consumption", *Journal of Monetary Economics*, 30, 73-86.
- Akerlof George A. and Janet L. Yellen (1985), "A Near-Rational Model of the Business Cycle with Wage and Price Inertia", *Quarterly Journal of Economics*, 100, 823-838.
- Altonji Joseph G. (1986), "Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data", *Journal of Political Economy*, 94, S176-S215.
- Andersen Leonall C. and Jerry L. Jordan (1968), "Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 50, 11-24.
- Barrio Jorge A. (2001), "Pronóstico del Tipo de Cambio (pesos/dólar): Una comparación de Redes Neuronales Artificiales y Series de Tiempo", *Tesis de Licenciatura*, Universidad de Guanajuato.
- Barth Marvin J. III and Valerie A. Ramey (2000), "The Cost Channel of Monetary Transmission", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 7675.
- Basu Susanto (1995), "Intermediate Goods and Business Cycles: Implications for Productivity and Welfare", *American Economic Review*, 85, 512-531.
- Baxter Marianne and Michael Kouparitsas (2004), "Determinants of Business Cycle Comovement: A Robust Analysis", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 10725.
- Bernanke Ben S. and Iban Mihov (1998), "Measuring Monetary Policy", *Quarterly Journal of Economics*, 113, 869-902.
- Black Fischer (1982), "General Equilibrium and Business Cycles", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 950.
- Blanchard O. J. and D. Quah (1989), "The Dynamics Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, 79, 655-673.

- Blanchard Olivier J. and Nobuhiro Kiyotaki (1987), “Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand”, *American Economic Review*, 77, 647-666.
- Campbell John Y. (1994), “Inspecting the Mechanism: An Analytical Approach to the Stochastic Growth Model”, *Journal of Monetary Economics*, 33, 463-506.
- Card David (1991), “Intertemporal Labor Supply: An Assessment”, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 3602.
- Cermeño B. Rodolfo (2005), “Curso de Econometría II, Notas de Clase”, *Maestría en Economía*, Centro de Investigación y Docencia Económicas, A.C.
- Christiano Lawrence J. and Martin Eichenbaum (1992), “Current Real-Business Cycle Theories and Aggregate Labor-Market Fluctuations”, *American Economic Review*, 82, 430-450.
- Christiano Lawrence J., Martin Eichenbaum and Charles Evans (1996), “The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flor of Funde”, *Review of Economics and Statistics*, 78, 16-34.
- Cochrane John H. (1998), “What Do the VARs Mean? Measuring the Output Effects of Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 41, 277-300.
- Cogley Timothy and James M. Nason (1995), “Output Dynamics in Real-Business Cycle Models”, *American Economic Review*, 85, 492-511.
- De la Cruz Paul A. (2004), “Análisis y Predicción de la Tasa de Fondeo Bancario Empleando Modelos ARCH, GARCH y Cointegración”, *Tesis de Licenciatura*, Universidad de Guanajuato.
- Dickey David and S. Pantula (1987), “Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, 455-461.
- Dickey David and Wayne A. Fuller (1979), “Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey David and Wayne A. Fuller (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Dornbusch Rudiger, Stanley Fischer y Richard Startz (2002), “Macroeconomía”, *McGraw-Hill*, Octava Edición, España.

- Enders Walter (1995), "Applied Econometric Time Series", *John Wiley and Sons*, U.S.A.
- Engle Robert F. and B. Yoo (1987), "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems", *Journal of Econometrics*, 35, 143-159.
- Engle Robert F. and C.W.J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
- Friedman Milton and Schwartz Anna J. (1963), "A Monetary History of the United States, 1867-1969", *Pinceton University Press*, Pinceton, NJ.
- Goldfeld Stephen M. (1976), "The Case of the Missing Money", *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 683-730.
- Greene William H. (2003), "Econometric Analysis", *Prentice Hall*, Fifth Edition, U.S.A.
- Hamilton James D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, 57, 357-384.
- Harris Richard I.D. (1995), "Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling", *Prentice Hall*, England.
- Johansen Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen Soren (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Johansen Soren and Katerina Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-209.
- Johnston Jack and John DiNardo (1997), "Econometric Methods", *McGraw-Hill*, U.S.A.
- Kareken John H. and Solow Robert M. (1963), "Lags in Monetary Policy", *En Commission on Money and Credit, Stabilization Policy*, 14-96, Englewood Cliffs, NJ, Prentice Hall.

- Kimball Miles S. (1991), "The Quantitative Analytics of the Basic Real Business Cycle Model", *Trabajo no publicado*, University of Michigan.
- King Robert G. and Charles I. Plosser (1984), "Money, Credit and Prices in a Real Business Cycle", *American Economic Review*, 64, 363-380.
- King Robert G. and Sergio T. Rebelo (1999), "Resuscitating Real Business Cycles", En John B. Taylor and Michael Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*, 927-1007, Amsterdam Elsevier.
- King Robert G., Charles I. Plosser and Sergio T. Rebelo (1988), "Production, Growth and Business Cycles I, The Basic Neoclassical Model", *Journal of Monetary Economics*, 21, 195-232.
- King Robert G., Charles I. Plosser and Sergio T. Rebelo (1988), "Production, Growth and Business Cycles II, New Directions", *Journal of Monetary Economics*, 21, 309-341.
- King Robert G., Charles I. Plosser, James H. Stock and Mark W. Watson (1991), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, 81, 819-840.
- Krugman Paul R. and Maurice Obstfeld (1995), "Economía Internacional, Teoría y Política", *McGraw-Hill*, Tercera Edición, España.
- Kunst Robert and Klaus Neusser (1990), "Cointegration in a Macroeconomic System", *Journal of Applied Econometrics*, 5, 351-365.
- Kunst Robert M. (1993), "Seasonal Cointegration in Macroeconomic Systems: Case Studies for Small and Large European Countries", *Review of Economics and Statistics*, 75, 325-330.
- Kydland Finn E. and Edward C. Prescott (1982), "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, 50, 1345-1370.
- Leamer E. (1983), "Let's Take the Con Out of Econometrics", *American Economic Review*, 73, 31-43.
- Long John B. and Charles I. Plosser (1983), "Real Business Cycles", *Journal of Political Economy*, 91, 39-69.
- Lucas Robert E. Jr. (1972), "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, 4, 103-124.

- Mankiw N. Gregory (1985), "Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly", *Quarterly Journal of Economics*, 100, 529-539.
- Mankiw N. Gregory (1989), "Real Business Cycles: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Perspectives*, 3, 79-90.
- Mankiw N. Gregory (2000), "Macroeconomía", *Antoni Bosch Editor*, Cuarta Edición, España.
- Mellander E., A. Vedrin and A. Warne (1992), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations in a Small Open Economy", *Journal of Applied Econometrics*, 7, 369-394.
- Miller Stephen M. (1991), "Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling", *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, 139-154.
- Nelson C. R. and Charles Plosser (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- Ng Serena and Pierre Perron (1995), "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90, 268-281.
- Noriega Antonio E. (2000), "Curso de Series de Tiempo, Notas de Clase", *Licenciatura en Economía*, Universidad de Guanajuato.
- Obstfeld Maurice and Kenneth Rogoff (1997), "Foundations of International Macroeconomics", *The MIT Press*, U.S.A.
- Osterwald-Lenum Michael (1992), "A Note with quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-471.
- Parkin Michael y Gerardo Esquivel (2001), "Macroeconomía, Versión para Latinoamérica", *Addison Wesley*, Quinta Edición, México.
- Pérez Alejandro y Moisés J. Schwartz (1999), "Inflación y Ciclos Económicos", *Banco de México*, Documento de Investigación No. 9904.
- Phelps Edmund S. and Taylor John B. (1977), "Stabilizing Powers of Monetary Policy Under Rational Expectations", *Journal of Political Economy*, 85, 163-190.

- Phillips P.C.B. and S. Ouliaris (1990), "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration", *Econometrica*, 58, 165-193.
- Pindyck Robert S. and Daniel L. Rubinfeld (2001), "Econometría, Modelos y Pronósticos", *McGraw-Hill*, Cuarta Edición, México.
- Prescott Edward C. (1986), "Theory Ahead of Business - Cycle Measurement", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 11-44.
- Romer Christina D. and David H. Romer (1989), "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz", *NBER Macroeconomics Annual*, 4, 121-170.
- Romer David (2002), "Macroeconomía Avanzada", *McGraw-Hill*, Segunda Edición, España.
- Rotemberg Julio J. (1982), "Sticky Prices in the United States", *Journal of Political Economy*, 90, 1187-1211.
- Rotemberg Julio J. and Michael Woodford (1996), "Real-Business Cycle Models and Forecastable Movements in Output, Hours and Consumption", *American Economic Review*, 86, 71-89.
- Rotemberg Julio J. and Michael Woodford (1999), "The Cyclical Behavior of Prices and Cost", En John B. Taylor and Michael Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*, 1052-1135, Amsterdam, Elsevier.
- Said S. and David Dickey (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models with Unknown Order", *Biometrika*, 71, 599-607.
- Samuelson Paul A. and William D. Nordhaus (1993), "Economía", *McGraw-Hill*, Decimocuarta Edición, España.
- Shapiro, M. D. and M. W. Watson (1988), "Sources of Business Cycle Fluctuations", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 2589.
- Sims, Christopher A. (1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy", *European Economic Review*, 36, 975-1000.
- Solow Robert M. and Joseph E. Stiglitz (1968), "Output, Employment and Wages in the Short Run", *Quarterly Journal of Economics*, 82, 537-560.

Summers Lawrence H. (1986), "Soma Skeptical Observations on Real Business Cycle Theory", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10, 23-27.

Villarreal René (1997), "Industrialización, Deuda y Desequilibrio Externo en México: Un Enfoque Neoestructuralista (1929-1997)", *Fondo de Cultura Económica*, Tercera Edición, México.

www.banxico.org.mx

www.bea.doc.gov

www.bls.gov

www.federalreserve.gov

www.inegi.gob.mx

8.- Apéndice

8.1 Los datos

En este trabajo se emplean series trimestrales que abarcan el periodo de 1980:01 a 2004:04, con un total de 25 años y 100 observaciones cada una de ellas. Las series empleadas en niveles corresponden al logaritmo natural de las mismas, con excepción del residual de Solow y de aquellas que por naturaleza ya son tasas, tales como la tasa de inflación y las tasas de interés. En el análisis descriptivo se empleó la tasa de crecimiento de las variables de cada trimestre con respecto al trimestre anterior, de la siguiente manera:

$$\text{Tasa de crecimiento} = \ln X_t - \ln X_{t-1}$$

donde: X_t representa la variable en cuestión y \ln el logaritmo natural de la variable.

Las series en tasas de crecimiento comienzan en el periodo 1980:02 al no disponerse del dato anterior, por lo que constan de 99 observaciones. Las variables correspondientes a cada serie, así como sus respectivas fuentes se describen a continuación:

PIB real de México

Serie desestacionalizada del Producto Interno Bruto de México medido en millones de pesos a precios de 1993 (precios constantes). Los datos fueron obtenidos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México, INEGI, Indicadores Económicos de Coyuntura.

Consumo

Serie desestacionalizada del consumo privado en México medida en millones de pesos a precios de 1993 (precios constantes). Los datos fueron obtenidos de INEGI, Indicadores Económicos de Coyuntura.

Inversión

Serie desestacionalizada de la formación bruta de capital fijo en México, la cual se utilizó como aproximación de la inversión, medida en millones de pesos a precios de 1993 (precios constantes). Los datos fueron obtenidos de INEGI, Indicadores Económicos de Coyuntura.

Gasto Público

Serie desestacionalizada del consumo del gobierno en México, la cual se utilizó como aproximación del gasto público, medida en millones de pesos a precios de 1993 (precios constantes). Los datos fueron obtenidos de INEGI, Indicadores Económicos de Coyuntura.

Exportaciones

Serie desestacionalizada de las exportaciones de México medida en millones de pesos a precios de 1993 (precios constantes). Los datos fueron obtenidos de INEGI, Indicadores Económicos de Coyuntura.

Importaciones

Serie desestacionalizada de las importaciones de México medida en millones de pesos a precios de 1993 (precios constantes). Los datos fueron obtenidos de INEGI, Indicadores Económicos de Coyuntura.

Oferta Monetaria

Para esta serie se utilizó M2 de México cuyos saldos nominales están medidos en miles de pesos. La serie fue obtenida de Banco de México, Indicadores Económicos y Financieros, Agregados Monetarios. Dado que el Banco de México cambió la metodología de medición de este indicador en el periodo usado en el trabajo, la serie se compuso de 2 partes: la primera utiliza la metodología anterior ($M2 = M1 + \text{Instrumentos Bancarios a Corto Plazo}$) y comprende de 1980 hasta el 2000, y la segunda parte utiliza la metodología nueva ($M2 = M1 + \text{activos financieros en poder de residentes}$) y comprende de 2001 a 2004. Como la serie publicada por el Banco de México es mensual, se calculó el dato trimestral como el promedio simple entre los meses comprendidos en el trimestre de referencia.

Tasa de Inflación

Serie de la tasa de inflación en México medida en porcentaje. La serie fue obtenida de Banco de México, Indicadores Económicos y Financieros, Precios. Como la serie publicada por el Banco de México es mensual, se calculó el dato trimestral como el promedio simple entre los meses comprendidos en el trimestre de referencia.

Tasa de Interés de México

Serie de la tasa de rendimiento promedio ponderado de los CETES a 91 días en México medida en porcentaje. La serie fue obtenida de Banco de México, Tasas de Interés. Como la serie publicada por el Banco de México es mensual, se calculó el dato trimestral como el promedio simple entre los meses comprendidos en el trimestre de referencia.

Residual de Solow

Esta serie fue calculada siguiendo a Aguiar y Gopinath (2004) como sigue:

$$\text{Residual de Solow} = \ln(Y_t) - \alpha \ln(L_t) - (1 - \alpha) \ln(K_t)$$

donde: $\ln(Y_t)$ es el logaritmo natural del Producto Interno Bruto real de México, $\ln(K_t)$ es el logaritmo natural del capital aproximado con la serie de la formación fija de capital bruto (ambas medidas a miles de pesos a precios de 1993), y $\ln(L_t)$ es el logaritmo natural de las horas de trabajo. Las horas de trabajo fueron calculadas como sigue: número de trabajadores asegurados en el IMSS multiplicado por 8, ya que en México el promedio de horas trabajadas por un trabajador es de 8 en total. Todas las series son obtenidas del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México, INEGI, Indicadores Económicos de Coyuntura e Indicadores de Empleo y Desempleo. En el caso de la cantidad de trabajadores asegurados en el IMSS, dado que la serie publicada por el INEGI es mensual, se calculó el dato trimestral como el promedio simple entre los meses comprendidos en el trimestre de referencia. El parámetro α mide la ponderación de cada variable (capital y trabajo) en el producto total y se usó $\alpha = 0.68$, valor que fue calculado por Aguiar y Gopinath (2004) en el artículo de referencia.

PIB de USA

Serie del Producto Interno Bruto de Estados Unidos de América, medido en billones de dólares de 2000 (dólares constantes). Los datos fueron obtenidos del U.S. Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis.

Tipo de Cambio Real

Serie del tipo de cambio real (TCR) calculado como:

$$TCR = \frac{\text{Tipo de cambio nominal} * IPC^*}{IPC}$$

donde: IPC^* = Índice de Precios al Consumidor de Estados Unidos de América con base 1982-1984 = 100 e IPC = Índice de Precios al Consumidor en México con base segunda quincena de junio de 2002 = 100. Los datos del tipo de cambio nominal comprenden el tipo de cambio para solventar obligaciones denominadas en moneda extranjera, cotizaciones al final del periodo, y es medido en pesos por dólar. Los datos del IPC y del tipo de cambio nominal son obtenidos de Banco de México, y los correspondientes al IPC^* son obtenidos de U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics. Dado que todas las series se encuentran en una periodicidad mensual, primero se obtiene el dato trimestral de cada una de ellas como el promedio simple entre los meses comprendidos en el trimestre de referencia, y posteriormente se calcula el tipo de cambio real trimestral.

Tasa de Interés de U.S.A.

Serie de la treasury bill rate, three-month maturity, de Estados Unidos de América medida en porcentaje. La serie fue obtenida del Federal Reserve System de U.S.A. Esta

serie se compone de dos partes: la primera parte consta del Stop yield rate at auction of U.S. treasury bills issue date, y comprende de 1980 hasta el segundo trimestre de 2000. La segunda parte se compone del secondary three-month y comprende del tercer trimestre del 2000 a 2004. Ello debido a que el Federal Reserve System dejó de publicar la primera serie en el periodo señalado, y se tuvo que completar con la segunda serie. Como ambas series publicadas por el Federal Reserve System son mensuales, se calculó el dato trimestral como el promedio simple entre los meses comprendidos en el trimestre de referencia.

Las siguientes tablas muestran los datos correspondientes a cada una de las series que fueron utilizadas en el trabajo⁴⁵:

Producto Interno Bruto real de México (millones de pesos a precios de 1993)											
Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel
1980:1	927105	1984:2	1008967	1988:3	1037191	1992:4	1243508	1997:1	1349586	2001:2	1605489
1980:2	933352	1984:3	1032930	1988:4	1057844	1993:1	1247708	1997:2	1367392	2001:3	1598366
1980:3	953429	1984:4	1023809	1989:1	1078049	1993:2	1243877	1997:3	1389551	2001:4	1593180
1980:4	980997	1985:1	1042108	1989:2	1077658	1993:3	1263131	1997:4	1417925	2002:1	1597805
1981:1	1002770	1985:2	1042269	1989:3	1098241	1993:4	1269258	1998:1	1434131	2002:2	1613314
1981:2	1029051	1985:3	1048135	1989:4	1088548	1994:1	1285033	1998:2	1445928	2002:3	1625118
1981:3	1034304	1985:4	1045291	1990:1	1111212	1994:2	1308132	1998:3	1458125	2002:4	1624862
1981:4	1052787	1986:1	1025787	1990:2	1137087	1994:3	1320063	1998:4	1458645	2003:1	1617601
1982:1	1032342	1986:2	1020909	1990:3	1151908	1994:4	1334305	1999:1	1472262	2003:2	1634685
1982:2	1034301	1986:3	1001915	1990:4	1166535	1995:1	1271071	1999:2	1491035	2003:3	1640931
1982:3	1026680	1986:4	999173	1991:1	1169911	1995:2	1197755	1999:3	1517970	2003:4	1659189
1982:4	1004110	1987:1	1004604	1991:2	1187026	1995:3	1212423	1999:4	1539526	2004:1	1681797
1983:1	997014	1987:2	1033441	1991:3	1189912	1995:4	1239830	2000:1	1579136	2004:2	1700544
1983:2	976409	1987:3	1033793	1991:4	1211332	1996:1	1272414	2000:2	1604545	2004:3	1716376
1983:3	984782	1987:4	1046246	1992:1	1210081	1996:2	1277047	2000:3	1621369	2004:4	1739709
1983:4	996073	1988:1	1039124	1992:2	1231822	1996:3	1296461	2000:4	1614099		
1984:1	1023240	1988:2	1036079	1992:3	1242575	1996:4	1328105	2001:1	1612052		

⁴⁵ Las tablas muestran los datos sin aplicarles el logaritmo natural, sin embargo, como fue indicado a lo largo del trabajo, las series en niveles corresponden al logaritmo natural de los valores mostrados en las tablas, con excepción de la tasa de inflación, las tasas de interés de México y U.S.A. y el residual de Solow.

Consumo Privado (millones de pesos a precios de 1993)											
Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel
1980:1	645695.1	1984:2	691382.3	1988:3	705218.9	1992:4	917284.5	1997:1	900261.6	2001:2	1133378.8
1980:2	656415.3	1984:3	702629.2	1988:4	733433.9	1993:1	915527.6	1997:2	921162.8	2001:3	1124817.4
1980:3	673679.3	1984:4	695627.1	1989:1	752434.7	1993:2	900814.8	1997:3	935966.8	2001:4	1135951.7
1980:4	691305	1985:1	714798.4	1989:2	760294.9	1993:3	894495.9	1997:4	960740.9	2002:1	1140979.2
1981:1	694138	1985:2	718676.7	1989:3	773289.1	1993:4	902547.7	1998:1	967740.1	2002:2	1158243.5
1981:2	705737.5	1985:3	718723.4	1989:4	765364.5	1994:1	937271.7	1998:2	986732.9	2002:3	1147828.9
1981:3	722762.3	1985:4	713269.2	1990:1	784689.9	1994:2	948703.1	1998:3	988405.9	2002:4	1158123.7
1981:4	728657.5	1986:1	720581	1990:2	804976.1	1994:3	941136.7	1998:4	979451	2003:1	1158334.6
1982:1	725663.9	1986:2	704900.8	1990:3	827902.7	1994:4	950680.4	1999:1	994421	2003:2	1169236.6
1982:2	717000.6	1986:3	695346.2	1990:4	830577.2	1995:1	886181.5	1999:2	1011739.1	2003:3	1197503
1982:3	694225.1	1986:4	684160.6	1991:1	822954.7	1995:2	841870.1	1999:3	1029409.3	2003:4	1184766.6
1982:4	688511.7	1987:1	681662.7	1991:2	840077.1	1995:3	842375.5	1999:4	1053959.8	2004:1	1205564.5
1983:1	676746.9	1987:2	704414	1991:3	859715.2	1995:4	848723.4	2000:1	1078139.3	2004:2	1230558
1983:2	675392.3	1987:3	707528	1991:4	876788.1	1996:1	866508.2	2000:2	1102345.2	2004:3	1263978.3
1983:3	675346.8	1987:4	713907.1	1992:1	846235.3	1996:2	864311.4	2000:3	1118609.5	2004:4	1269200.4
1983:4	678381.6	1988:1	702580.8	1992:2	892894.1	1996:3	871219	2000:4	1125463.9		
1984:1	692341.2	1988:2	702919.9	1992:3	902670.2	1996:4	891441	2001:1	1141374.5		

Formación Bruta de Capital Fijo (millones de pesos a precios de 1993)											
Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel
1980:1	208064.1	1984:2	151769.1	1988:3	165165.2	1992:4	240784.3	1997:1	224777.3	2001:2	315618.2
1980:2	212773.8	1984:3	171515.1	1988:4	163221.4	1993:1	236103.1	1997:2	248748.9	2001:3	309916.3
1980:3	220792.2	1984:4	166715.2	1989:1	168384.4	1993:2	228694.1	1997:3	260569.4	2001:4	309803.4
1980:4	220042.6	1985:1	175869.3	1989:2	174751.3	1993:3	233634.8	1997:4	275937.6	2002:1	306676.2
1981:1	241889.1	1985:2	172709.4	1989:3	170926.4	1993:4	233978.7	1998:1	274822.1	2002:2	325586.3
1981:2	254323.3	1985:3	175073.5	1989:4	172837.8	1994:1	244194	1998:2	275722.2	2002:3	309654.5
1981:3	254316.8	1985:4	168882.8	1990:1	183409	1994:2	253881.2	1998:3	284747.5	2002:4	312244.5
1981:4	248449	1986:1	165939	1990:2	188858.8	1994:3	254788.8	1998:4	280081.9	2003:1	311984.1
1982:1	242431.8	1986:2	159158.7	1990:3	197923.3	1994:4	257423.5	1999:1	290499.9	2003:2	314300.6
1982:2	223113.3	1986:3	144979.4	1990:4	206931.2	1995:1	196539.1	1999:2	297839.8	2003:3	315620.8
1982:3	205507	1986:4	142160.5	1991:1	205034.4	1995:2	168261	1999:3	303233	2003:4	316976.4
1982:4	160062	1987:1	141029.4	1991:2	216875.3	1995:3	168796.6	1999:4	309746.7	2004:1	326412.6
1983:1	149128	1987:2	154300.9	1991:3	211494.5	1995:4	183975.9	2000:1	326071.9	2004:2	332226.4
1983:2	147465	1987:3	158681.8	1991:4	228849.8	1996:1	189024.4	2000:2	333493.4	2004:3	342443.9
1983:3	147681.3	1987:4	160267.7	1992:1	232019.1	1996:2	198129	2000:3	339214.2	2004:4	351913.4
1983:4	155553.7	1988:1	161571.3	1992:2	237711	1996:3	213006	2000:4	339176		
1984:1	149726.8	1988:2	159941.4	1992:3	245807.1	1996:4	233887.8	2001:1	327410.8		

Consumo de Gobierno (millones de pesos a precios de 1993)											
Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel
1980:1	91783.8	1984:2	118837.4	1988:3	117254.2	1992:4	137435.7	1997:1	145792.4	2001:2	153377.4
1980:2	99278.4	1984:3	120750.6	1988:4	119360	1993:1	136110.1	1997:2	141262.7	2001:3	152417.4
1980:3	100332.3	1984:4	118714.3	1989:1	120562.6	1993:2	134222.8	1997:3	140057.1	2001:4	157742
1980:4	102239.3	1985:1	118537	1989:2	121408.8	1993:3	140781.6	1997:4	146638.6	2002:1	150330.3
1981:1	99890.2	1985:2	126670.9	1989:3	121909.9	1993:4	142592.1	1998:1	145652.5	2002:2	152473.3
1981:2	102045.3	1985:3	117795.8	1989:4	123362.2	1994:1	141968.9	1998:2	147524.6	2002:3	155247.7
1981:3	124251.8	1985:4	120536.6	1990:1	121730.1	1994:2	147899.5	1998:3	146999.8	2002:4	156462.6
1981:4	111152	1986:1	119974.8	1990:2	127079.6	1994:3	141785.8	1998:4	147657	2003:1	154300.3
1982:1	110710.1	1986:2	120685	1990:3	126511.2	1994:4	138966.1	1999:1	153472.6	2003:2	156966.4
1982:2	110498.7	1986:3	124456	1990:4	127877.5	1995:1	139158.3	1999:2	154476.8	2003:3	155721.4
1982:3	113968.4	1986:4	124726.2	1991:1	131970.2	1995:2	138521.2	1999:3	151498.6	2003:4	153649.3
1982:4	106220.2	1987:1	123714.8	1991:2	134213.6	1995:3	134587.5	1999:4	154804.6	2004:1	154183.3
1983:1	111744.8	1987:2	121869.8	1991:3	141225.6	1995:4	147983.9	2000:1	158936	2004:2	152876.7
1983:2	108034.9	1987:3	118431.5	1991:4	126174.1	1996:1	136503.5	2000:2	158608.7	2004:3	153525.6
1983:3	109679.7	1987:4	118213.7	1992:1	133163.6	1996:2	136325.4	2000:3	159453.7	2004:4	152637
1983:4	117357.7	1988:1	119919	1992:2	134003.2	1996:3	143175.1	2000:4	153386.1		
1984:1	120492.3	1988:2	120299.5	1992:3	135999.8	1996:4	143041.4	2001:1	151872.2		

Exportación de Bienes y Servicios (millones de pesos a precios de 1993)											
Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel
1980:1	72466.4	1984:2	125034.4	1988:3	143502.8	1992:4	178082.9	1997:1	357652.9	2001:2	551664
1980:2	74695	1984:3	128119.8	1988:4	138304.9	1993:1	177615.8	1997:2	375349.1	2001:3	529861.9
1980:3	76265.3	1984:4	119335.7	1989:1	146457.9	1993:2	185121.7	1997:3	396648.2	2001:4	530928.3
1980:4	79553.3	1985:1	118023.7	1989:2	138391.5	1993:3	196473.7	1997:4	405064.1	2002:1	536697.1
1981:1	85135	1985:2	106945.5	1989:3	160065.5	1993:4	206701.2	1998:1	421439.6	2002:2	551470.1
1981:2	89979.8	1985:3	121405	1989:4	166069.2	1994:1	216383.2	1998:2	427452.9	2002:3	561342.5
1981:3	74400.2	1985:4	131235.5	1990:1	175140.5	1994:2	221008.4	1998:3	425344.1	2002:4	553558.8
1981:4	87820.4	1986:1	112973.8	1990:2	132427.5	1994:3	225553.4	1998:4	447319.6	2003:1	553041.1
1982:1	84364.9	1986:2	123211.7	1990:3	161909.8	1994:4	238755.5	1999:1	454911.6	2003:2	554496.4
1982:2	101661.3	1986:3	126374.5	1990:4	172573.4	1995:1	269611.1	1999:2	475449	2003:3	567984.3
1982:3	112002.8	1986:4	136803.2	1991:1	163576.5	1995:2	289119.8	1999:3	498238.2	2003:4	588375.3
1982:4	115673.9	1987:1	133345.9	1991:2	167662.1	1995:3	304114.8	1999:4	506391.3	2004:1	606672.1
1983:1	112581	1987:2	134700	1991:3	171741	1995:4	310864	2000:1	532437.6	2004:2	629696.9
1983:2	118578.5	1987:3	137723	1991:4	171924.4	1996:1	323147.5	2000:2	554881	2004:3	638265.8
1983:3	117357.5	1987:4	140905.2	1992:1	176640.3	1996:2	339870.9	2000:3	579686.4	2004:4	649620.2
1983:4	123868.9	1988:1	147662.8	1992:2	178747.6	1996:3	353449.3	2000:4	586947.7		
1984:1	127478.3	1988:2	148274.2	1992:3	174869	1996:4	370645	2001:1	557833.5		

Importación de Bienes y Servicios (millones de pesos a precios de 1993)											
Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel
1980:1	123121.9	1984:2	76489.8	1988:3	131266.9	1992:4	238869.7	1997:1	341010	2001:2	600690.7
1980:2	140123.7	1984:3	86990.5	1988:4	131122.9	1993:1	242780.1	1997:2	361242.2	2001:3	577939.9
1980:3	150790.5	1984:4	92280.9	1989:1	138875.4	1993:2	238966.6	1997:3	386841.9	2001:4	588708.3
1980:4	161538.8	1985:1	96260.6	1989:2	140623.3	1993:3	240556.8	1997:4	404091.3	2002:1	593780.5
1981:1	170108.1	1985:2	93515.8	1989:3	140038.7	1993:4	242032.9	1998:1	431681.2	2002:2	607640.7
1981:2	165392.3	1985:3	89138	1989:4	152688.4	1994:1	296106.4	1998:2	437454.6	2002:3	607927.9
1981:3	156150.5	1985:4	87284.2	1990:1	156052.8	1994:2	293910.9	1998:3	429686.5	2002:4	601796.1
1981:4	188529.1	1986:1	93815	1990:2	160029.5	1994:3	289850.4	1998:4	445774.6	2003:1	593381.5
1982:1	148035.5	1986:2	86208.4	1990:3	181479.5	1994:4	289426.9	1999:1	463063.4	2003:2	599412.7
1982:2	118775.5	1986:3	79891.2	1990:4	187024	1995:1	250288.9	1999:2	484507.3	2003:3	611780.5
1982:3	91754.8	1986:4	79018.3	1991:1	183272.1	1995:2	239210.8	1999:3	510087.1	2003:4	624484.1
1982:4	68044.7	1987:1	78015.1	1991:2	192241	1995:3	249131.4	1999:4	528094.3	2004:1	641234.7
1983:1	56327.3	1987:2	82877.9	1991:3	201791.3	1995:4	253773.3	2000:1	570156.6	2004:2	661262.5
1983:2	65898.2	1987:3	88574.5	1991:4	211769.2	1996:1	278373.3	2000:2	592054.7	2004:3	674775.1
1983:3	70277	1987:4	103884.1	1992:1	231182.4	1996:2	293993.9	2000:3	622518.9	2004:4	699205
1983:4	85615.9	1988:1	104212.6	1992:2	240142	1996:3	312461.5	2000:4	629115		
1984:1	72313.7	1988:2	116511.2	1992:3	236331.4	1996:4	332476.5	2001:1	611479.5		

M2 Saldos Nominales (miles de pesos)											
Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel
1980:1	896980.3333	1984:2	6449843	1988:3	109379224.9	1992:4	366936849.5	1997:1	1023718169	2001:2	2481731022
1980:2	973638.6667	1984:3	7262936.333	1988:4	116369290.6	1993:1	385759140.6	1997:2	1100177382	2001:3	2599309396
1980:3	1041534	1984:4	8325559.667	1989:1	129050356.6	1993:2	405232629.5	1997:3	1167726187	2001:4	2730002697
1980:4	1151067.667	1985:1	9259687	1989:2	144203298.2	1993:3	422285279.9	1997:4	1255325760	2002:1	2785469339
1981:1	1293401.333	1985:2	10030277	1989:3	161066854.7	1993:4	450931791.4	1998:1	1322058573	2002:2	2844129530
1981:2	1461280.667	1985:3	10864569	1989:4	179848306	1994:1	476569580.3	1998:2	1402629482	2002:3	2915570145
1981:3	1611193.333	1985:4	13090332.67	1990:1	196431430.9	1994:2	476452249.4	1998:3	1481094453	2002:4	3002969356
1981:4	1799924.667	1986:1	16446167.97	1990:2	216324161.6	1994:3	502298859.2	1998:4	1596655522	2003:1	3106047704
1982:1	2161384.333	1986:2	19275633.33	1990:3	234543789.9	1994:4	538114118.1	1999:1	1706149434	2003:2	3165917372
1982:2	2348618	1986:3	22777861.33	1990:4	260996263.4	1995:1	556459934	1999:2	1791313873	2003:3	3243259420
1982:3	2713789.333	1986:4	29028950.87	1991:1	271986385.1	1995:2	592727832.3	1999:3	1891193201	2003:4	3393660725
1982:4	3095120	1987:1	36584646.6	1991:2	292303182.4	1995:3	640136593.4	1999:4	1988311391	2004:1	3498285069
1983:1	3421021	1987:2	46991145.83	1991:3	309186079.7	1995:4	714764928.4	2000:1	2074057150	2004:2	3580626930
1983:2	3749243.667	1987:3	59359200.1	1991:4	327764664.8	1996:1	782675989.4	2000:2	2159546843	2004:3	3637842522
1983:3	4221104	1987:4	73623013.1	1992:1	335143709.5	1996:2	845693812.4	2000:3	2244559488	2004:4	3798645168
1983:4	4908013.667	1988:1	90898697.8	1992:2	344143054	1996:3	895261673.4	2000:4	2334855497		
1984:1	5668915.333	1988:2	106506697.7	1992:3	347950313.8	1996:4	961049904.3	2001:1	2400258155		

Inflación Mensual (porcentaje)											
Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel
1980:1	3.08333	1984:2	3.75667	1988:3	1.05333	1992:4	0.99000	1997:1	1.83000	2001:2	0.32333
1980:2	1.78667	1984:3	3.03333	1988:4	1.39667	1993:1	0.88333	1997:2	0.96000	2001:3	0.42000
1980:3	1.99000	1984:4	3.72333	1989:1	1.63000	1993:2	0.57000	1997:3	1.00333	2001:4	0.32333
1980:4	1.95333	1985:1	5.14667	1989:2	1.36333	1993:3	0.58667	1997:4	1.10667	2002:1	0.45667
1981:1	2.60667	1985:2	2.65000	1989:3	0.97000	1993:4	0.53667	1998:1	1.70000	2002:2	0.41333
1981:2	1.72333	1985:3	3.94667	1989:4	2.08333	1994:1	0.60000	1998:2	0.97333	2002:3	0.42333
1981:3	1.89333	1985:4	5.07333	1990:1	2.95000	1994:2	0.49000	1998:3	1.18000	2002:4	0.56333
1981:4	2.27667	1986:1	5.98000	1990:2	1.82333	1994:3	0.54000	1998:4	1.88000	2003:1	0.43667
1982:1	4.18333	1986:2	5.73333	1990:3	1.65000	1994:4	0.64333	1999:1	1.60000	2003:2	-0.02333
1982:2	5.28667	1986:3	6.32000	1990:4	2.41667	1995:1	4.63333	1999:2	0.72667	2003:3	0.34667
1982:3	7.23667	1986:4	6.79333	1991:1	1.91000	1995:2	5.10667	1999:3	0.73000	2003:4	0.54333
1982:4	6.97333	1987:1	7.31000	1991:2	1.02667	1995:3	1.92333	1999:4	0.84000	2004:1	0.52000
1983:1	7.03000	1987:2	7.84000	1991:3	0.86000	1995:4	2.59667	2000:1	0.92667	2004:2	0.02000
1983:2	4.82000	1987:3	7.62000	1991:4	1.99667	1996:1	2.70667	2000:2	0.51000	2004:3	0.57081
1983:3	3.96667	1987:4	10.34333	1992:1	1.34000	1996:2	2.09667	2000:3	0.55667	2004:4	0.58333
1983:4	4.49000	1988:1	9.64000	1992:2	0.74333	1996:3	1.45000	2000:4	0.87667		
1984:1	5.30000	1988:2	2.35000	1992:3	0.70333	1996:4	1.99000	2001:1	0.37000		

CETES a 91 días (tasa de rendimiento promedio mensual, en por ciento anual)											
Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel
1980:1	19.92000	1984:2	49.49667	1988:3	32.45000	1992:4	18.41667	1997:1	22.96000	2001:2	12.76000
1980:2	22.16667	1984:3	50.60000	1988:4	51.47000	1993:1	18.34333	1997:2	21.45333	2001:3	9.89000
1980:3	21.99333	1984:4	48.41000	1989:1	49.62333	1993:2	16.34333	1997:3	20.02000	2001:4	8.63333
1980:4	26.23333	1985:1	51.85667	1989:2	53.45667	1993:3	14.31667	1997:4	20.60000	2002:1	7.61000
1981:1	28.79667	1985:2	61.30667	1989:3	36.19333	1993:4	12.99333	1998:1	19.92000	2002:2	6.86000
1981:2	28.29333	1985:3	71.43333	1989:4	39.81333	1994:1	10.28667	1998:2	19.77000	2002:3	7.59000
1981:3	32.78667	1985:4	70.16667	1990:1	42.81333	1994:2	16.70000	1998:3	29.64667	2002:4	7.77667
1981:4	33.52000	1986:1	77.05333	1990:2	38.53000	1994:3	15.43000	1998:4	35.39333	2003:1	8.89000
1982:1	35.17000	1986:2	82.58333	1990:3	31.28000	1994:4	16.04667	1999:1	28.28333	2003:2	6.37333
1982:2	43.70333	1986:3	90.50000	1990:4	27.49000	1995:1	50.69333	1999:2	21.14000	2003:3	5.19333
1982:3	53.20000	1986:4	105.9033	1991:1	23.25667	1995:2	57.84000	1999:3	21.20333	2003:4	5.59667
1982:4	50.85000	1987:1	103.9133	1991:2	20.03667	1995:3	36.64333	1999:4	18.87667	2004:1	5.65000
1983:1	62.05333	1987:2	98.78667	1991:3	18.34667	1995:4	47.80000	2000:1	16.11000	2004:2	6.76667
1983:2	63.04333	1987:3	95.82333	1991:4	17.65000	1996:1	41.76000	2000:2	15.52000	2004:3	7.51667
1983:3	58.47667	1987:4	112.7933	1992:1	14.23333	1996:2	32.62000	2000:3	15.49333	2004:4	8.47000
1983:4	54.24333	1988:1	129.7733	1992:2	13.26667	1996:3	29.53667	2000:4	17.49333		
1984:1	50.11000	1988:2	44.38667	1992:3	17.63667	1996:4	27.71000	2001:1	17.68000		

Residual de Solow											
Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel
1980:1	2.53449	1984:2	2.54830	1988:3	2.42479	1992:4	2.30472	1997:1	2.37034	2001:2	2.27734
1980:2	2.50248	1984:3	2.52200	1988:4	2.43547	1993:1	2.31858	1997:2	2.33570	2001:3	2.28199
1980:3	2.49161	1984:4	2.50273	1989:1	2.40609	1993:2	2.32150	1997:3	2.34276	2001:4	2.27410
1980:4	2.49215	1985:1	2.49411	1989:2	2.38242	1993:3	2.33268	1997:4	2.31973	2002:1	2.28222
1981:1	2.48220	1985:2	2.47641	1989:3	2.39692	1993:4	2.33607	1998:1	2.31540	2002:2	2.26687
1981:2	2.45210	1985:3	2.46887	1989:4	2.36711	1994:1	2.33566	1998:2	2.31276	2002:3	2.28734
1981:3	2.43619	1985:4	2.47190	1990:1	2.37212	1994:2	2.33652	1998:3	2.30150	2002:4	2.27399
1981:4	2.44533	1986:1	2.46528	1990:2	2.36894	1994:3	2.34096	1998:4	2.29127	2003:1	2.27112
1982:1	2.43657	1986:2	2.47561	1990:3	2.35139	1994:4	2.33816	1999:1	2.28190	2003:2	2.27884
1982:2	2.45715	1986:3	2.49452	1990:4	2.33015	1995:1	2.39353	1999:2	2.27649	2003:3	2.28358
1982:3	2.47600	1986:4	2.49507	1991:1	2.33309	1995:2	2.40868	1999:3	2.27503	2003:4	2.28137
1982:4	2.54367	1987:1	2.50109	1991:2	2.31633	1995:3	2.43212	1999:4	2.26511	2004:1	2.28029
1983:1	2.57214	1987:2	2.48290	1991:3	2.31861	1995:4	2.41584	2000:1	2.27186	2004:2	2.28129
1983:2	2.55458	1987:3	2.45013	1991:4	2.29853	1996:1	2.42348	2000:2	2.27188	2004:3	2.28214
1983:3	2.55453	1987:4	2.43955	1992:1	2.29263	1996:2	2.39954	2000:3	2.26694	2004:4	2.27222
1983:4	2.54680	1988:1	2.42912	1992:2	2.30335	1996:3	2.38363	2000:4	2.25177		
1984:1	2.57832	1988:2	2.43601	1992:3	2.30422	1996:4	2.35556	2001:1	2.26704		

Producto Interno Bruto real de U.S.A. (GDP) (billones de dólares de 2000)											
Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel
1980:1	5221.3	1984:2	5797.9	1988:3	6759.4	1992:4	7450.7	1997:1	8536.1	2001:2	9905.9
1980:2	5115.9	1984:3	5854.3	1988:4	6848.6	1993:1	7459.7	1997:2	8665.8	2001:3	9871.1
1980:3	5107.4	1984:4	5902.4	1989:1	6918.1	1993:2	7497.5	1997:3	8773.7	2001:4	9910
1980:4	5202.1	1985:1	5956.9	1989:2	6963.5	1993:3	7536	1997:4	8838.4	2002:1	9993.5
1981:1	5307.5	1985:2	6007.8	1989:3	7013.1	1993:4	7637.4	1998:1	8936.2	2002:2	10052.6
1981:2	5266.1	1985:3	6101.7	1989:4	7030.9	1994:1	7715.1	1998:2	8995.3	2002:3	10117.3
1981:3	5329.8	1985:4	6148.6	1990:1	7112.1	1994:2	7815.7	1998:3	9098.9	2002:4	10135.9
1981:4	5263.4	1986:1	6207.4	1990:2	7130.3	1994:3	7859.5	1998:4	9237.1	2003:1	10184.4
1982:1	5177.1	1986:2	6232	1990:3	7130.8	1994:4	7951.6	1999:1	9315.5	2003:2	10287.4
1982:2	5204.9	1986:3	6291.7	1990:4	7076.9	1995:1	7973.7	1999:2	9392.6	2003:3	10472.8
1982:3	5185.2	1986:4	6323.4	1991:1	7040.8	1995:2	7988	1999:3	9502.2	2003:4	10580.7
1982:4	5189.8	1987:1	6365	1991:2	7086.5	1995:3	8053.1	1999:4	9671.1	2004:1	10697.5
1983:1	5253.8	1987:2	6435	1991:3	7120.7	1995:4	8112	2000:1	9695.6	2004:2	10784.7
1983:2	5372.3	1987:3	6493.4	1991:4	7154.1	1996:1	8169.2	2000:2	9847.9	2004:3	10891
1983:3	5478.4	1987:4	6606.8	1992:1	7228.2	1996:2	8303.1	2000:3	9836.6	2004:4	10994.3
1983:4	5590.5	1988:1	6639.1	1992:2	7297.9	1996:3	8372.7	2000:4	9887.7		
1984:1	5699.8	1988:2	6723.5	1992:3	7369.5	1996:4	8470.6	2001:1	9875.6		

Tipo de Cambio Real											
Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel
1980:1	17.81279	1984:2	23.64129	1988:3	23.83521	1992:4	18.12058	1997:1	21.63093	2001:2	17.0776
1980:2	17.46482	1984:3	23.31602	1988:4	23.36384	1993:1	17.55096	1997:2	21.25016	2001:3	17.2624
1980:3	16.81477	1984:4	22.72968	1989:1	22.92904	1993:2	17.48421	1997:3	20.39569	2001:4	16.8250
1980:4	16.54567	1985:1	21.27767	1989:2	23.26142	1993:3	17.27606	1997:4	20.69775	2002:1	16.4453
1981:1	15.98137	1985:2	21.42422	1989:3	23.57370	1993:4	17.08727	1998:1	20.61053	2002:2	17.4260
1981:2	15.80603	1985:3	25.69349	1989:4	23.58138	1994:1	17.47654	1998:2	20.81073	2002:3	17.7981
1981:3	15.88223	1985:4	26.72336	1990:1	22.58515	1994:2	17.86514	1998:3	22.21551	2002:4	18.0704
1981:4	15.70039	1986:1	28.28867	1990:2	22.34455	1994:3	18.13415	1998:4	21.96603	2003:1	19.2806
1982:1	21.65276	1986:2	29.76171	1990:3	22.10947	1994:4	21.44280	1999:1	20.55912	2003:2	18.3928
1982:2	22.67770	1986:3	32.19102	1990:4	21.69518	1995:1	29.64459	1999:2	19.47600	2003:3	18.9982
1982:3	25.53994	1986:4	33.36832	1991:1	20.64467	1995:2	25.22376	1999:3	18.94037	2003:4	19.4874
1982:4	26.67052	1987:1	33.21061	1991:2	20.28849	1995:3	24.27742	1999:4	18.87125	2004:1	19.0271
1983:1	27.82362	1987:2	32.56532	1991:3	20.14952	1995:4	27.24525	2000:1	18.22394	2004:2	19.8133
1983:2	26.97644	1987:3	31.01128	1991:4	19.58697	1996:1	25.20711	2000:2	18.60925	2004:3	19.7272
1983:3	26.61627	1987:4	30.58546	1992:1	18.70644	1996:2	23.73631	2000:3	17.90465	2004:4	19.3002
1983:4	26.10006	1988:1	26.79141	1992:2	18.58110	1996:3	23.03660	2000:4	17.98507		
1984:1	24.48505	1988:2	24.58711	1992:3	18.35000	1996:4	23.08540	2001:1	18.00152		

Tasa de Interés de U.S.A. (Treasury Bill Rate, three-month maturity)											
Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel	Fecha	Nivel
1980:1	13.46333	1984:2	9.84333	1988:3	6.99333	1992:4	3.07667	1997:1	5.06333	2001:2	3.66000
1980:2	10.05000	1984:3	10.34333	1988:4	7.70333	1993:1	2.99333	1997:2	5.07333	2001:3	3.17000
1980:3	9.23667	1984:4	8.97333	1989:1	8.53333	1993:2	2.98333	1997:3	5.05667	2001:4	1.90667
1980:4	13.71000	1985:1	8.16667	1989:2	8.44000	1993:3	3.02000	1997:4	5.08667	2002:1	1.72333
1981:1	14.37333	1985:2	7.52333	1989:3	7.85000	1993:4	3.08000	1998:1	5.07667	2002:2	1.71667
1981:2	14.82667	1985:3	7.10333	1989:4	7.64000	1994:1	3.25000	1998:2	5.00667	2002:3	1.64333
1981:3	15.08667	1985:4	7.14667	1990:1	7.75667	1994:2	4.03667	1998:3	4.88000	2002:4	1.33333
1981:4	12.02333	1986:1	6.88667	1990:2	7.76667	1994:3	4.51000	1998:4	4.31333	2003:1	1.15667
1982:1	12.89333	1986:2	6.13000	1990:3	7.49333	1994:4	5.28333	1999:1	4.42333	2003:2	1.04000
1982:2	12.36000	1986:3	5.53333	1990:4	7.02333	1995:1	5.78000	1999:2	4.46000	2003:3	0.93000
1982:3	9.71000	1986:4	5.34000	1991:1	6.05333	1995:2	5.62333	1999:3	4.69667	2003:4	0.91667
1982:4	7.93667	1987:1	5.53333	1991:2	5.59333	1995:3	5.38000	1999:4	5.06000	2004:1	0.91667
1983:1	8.08000	1987:2	5.73333	1991:3	5.40667	1995:4	5.27000	2000:1	5.54333	2004:2	1.07667
1983:2	8.42000	1987:3	6.03333	1991:4	4.58333	1996:1	4.95000	2000:2	5.77667	2004:3	1.48667
1983:3	9.18667	1987:4	6.00333	1992:1	3.91000	1996:2	5.04000	2000:3	6.01667	2004:4	2.00667
1983:4	8.79333	1988:1	5.76000	1992:2	3.72333	1996:3	5.13667	2000:4	6.01667		
1984:1	9.01333	1988:2	6.23000	1992:3	3.13000	1996:4	4.97000	2001:1	4.81667		