



MÉXICO – FEBRERO 2015

LA POLÍTICA MONETARIA Y SU IMPACTO EN LAS REGIONES DE MÉXICO

André Gérald Destinobles

Facultad de Economía Internacional
Universidad Autónoma de Chihuahua

agerald@uach.mx

Julia Hernández Aragón

Facultad de Economía Internacional
Universidad Autónoma de Chihuahua

jharagon@uach.mx

RESUMEN

Es de dominio común que entre el periodo 1978 - 2007 la política fiscal ha perdido su *sex appeal* en tanto que instrumento de estabilización de la economía, a raíz de las dudas en cuanto a su capacidad de adecuar las medidas fiscales de manera a alcanzar el grado de estabilización deseado. En tanto la política monetaria ha venido ganando algunas letras de nobleza. Es vista, hoy en día, como la herramienta esencial por excelencia para la estabilidad de precios en el mercado de bienes y servicios de una economía. Así, a través de, sobre todo el tradicional mecanismo de transmisión a través de las fluctuaciones de las tasas de interés (canal de tasa de interés), es como se observa su impacto en el crecimiento de un país. Sin embargo, impacto de un cambio en las tasas de interés no es idéntico (simétrico) en todas las regiones de un país y en todos los sectores industriales, dado que la elasticidad de la demanda varía para las diferentes regiones y los diferentes bienes y servicios. De este modo, durante los periodos de aumento de las tasas de interés, las regiones con sectores más industriales (manufactureros) observan una mayor disminución de sus ventas en comparación a las otras regiones. Por lo consiguiente, se puede esperar que las regiones que poseen una mayor proporción del sector manufacturero en la economía sean relativamente más afectadas por los cambios en las condiciones monetarias. De esta manera, el objetivo de este trabajo es examinar si un cambio en términos monetarios tiene un impacto diferenciado en las regiones de México. Las estimaciones se realizarán con la metodología de vectores autorregresivos (VAR) estructurales y teniendo en cuenta las relaciones económicas entre las regiones.

PALABRAS CLAVES: Política monetaria, regiones, México, inflación, tasas de interés, crecimiento económico

JEL: E52

I. INTRODUCCIÓN

Es de dominio común que entre el periodo 1978 - 2007 la política fiscal ha perdido su *sex appeal* en tanto que instrumento de estabilización de la economía, a raíz de las dudas en cuanto a su capacidad de adecuar las medidas fiscales de manera a alcanzar el grado de estabilización deseado. En otras palabras, la mayoría de los economistas consensuaron que la política fiscal y presupuestaria no puede ser una herramienta contra-cíclica (de estabilización) eficaz a raíz de la lentitud para llevarla a cabo y también de las prerrogativas y a veces restricciones relativas a los déficits presupuestarios.

Al mismo tiempo, la política monetaria -que en la era keynesiana (1945-1972) estaba al servicio de la política fiscal para estimular el crecimiento económico- ha venido ganando algunas letras de nobleza. Es vista, hoy en día, como la herramienta esencial por excelencia para la estabilidad de precios en el mercado de bienes y servicios de una economía, es decir, su objetivo final es controlar la inflación tal como es definido en los estatutos de la mayoría de los bancos centrales (excepción la FED). Es considerada como un instrumento muy flexible para obtener la estabilización de la economía, pero como un objetivo secundario.

Sin embargo, las impulsiones de la política monetaria se propagan en la economía mediante una sucesión de transmisiones antes de alcanzar al (os) objetivo (s) final (es). Esta sucesión de transmisiones es una parte integrante del conjunto del proceso de la política monetaria que se puede calificar de « *caja negra* ». El lapso de tiempo y el resultado de la transmisión de la política monetaria son rezagados en el tiempo y sobre todo inciertos... están condicionados por una multitud de factores, tales como el funcionamiento propio de la economía, la interacción entre el sector privado y el banco central y el análisis y la interpretación de los datos económicos y financieros subyacentes que las autoridades monetarias, muy a menudo, no logran captar y controlar perfectamente.

Además, la literatura está plagada de estudios que han analizado los impactos de la política monetaria sobre el crecimiento económico de los países. Muchos de esos estudios consideran que la lucha en contra de la inflación, se ha hecho en detrimento del crecimiento económico de los países.

Esa literatura sugiere diferentes formas por las cuales la política monetaria puede propagarse en una economía para alcanzar su objetivo final; sobre todo el tradicional mecanismo de transmisión a través de las fluctuaciones de las tasas de interés (canal de tasa de interés). Sabemos que mayores (bajas) tasas de interés tienen un impacto negativo (positivo) sobre la inversión y el consumo, y por lo tanto, terminan por reducir (aumentar) la tasa de crecimiento económico de un país.

Sin embargo, el impacto de un cambio en las tasas de interés no es idéntico (simétrico) en todas las regiones de un país y en todos los sectores industriales, dado que la elasticidad de la demanda varía para las diferentes regiones y los diferentes bienes y servicios. Por ejemplo, sabemos que la demanda de nuevas viviendas, automóviles o equipos electro domésticos es relativamente más sensible a los cambios en las tasas de interés que la demanda de servicios y productos agrícolas. De este modo, durante los períodos de aumento de las tasas de interés, las regiones con sectores más industriales (manufactureros) observan una mayor disminución de sus ventas en comparación a las otras regiones. Por lo consiguiente, se puede esperar que las regiones que poseen una mayor proporción del sector manufacturero en la economía sean relativamente más afectadas por los cambios en las condiciones monetarias.

El objetivo de este trabajo es examinar si un cambio en términos monetarios tiene un impacto diferenciado en las regiones de México. Las estimaciones se realizarán con la metodología de vectores autorregresivos (VAR) estructurales y teniendo en cuenta las relaciones económicas entre las regiones.

El trabajo se divide de la siguiente manera. En el apartado II presentamos una revisión del estado del arte sobre política monetaria, que constituye el marco teórico; a la vez que en el tercer apartado se presenta una revisión de la literatura, quiénes han trabajado qué sobre las regiones y la política monetaria. Finalmente, en el apartado IV, se describe la metodología y se comentan los resultados obtenidos.

II. REVISIÓN DEL ESTADO DEL ARTE

A) El mecanismo de transmisión de la política monetaria.

El mecanismo de transmisión es una cadena compleja de causas y efectos que van desde las medidas adoptadas por un Banco Central (BC) a las variaciones observadas en los precios de los activos, la demanda global, la brecha de producción y, en última instancia, la

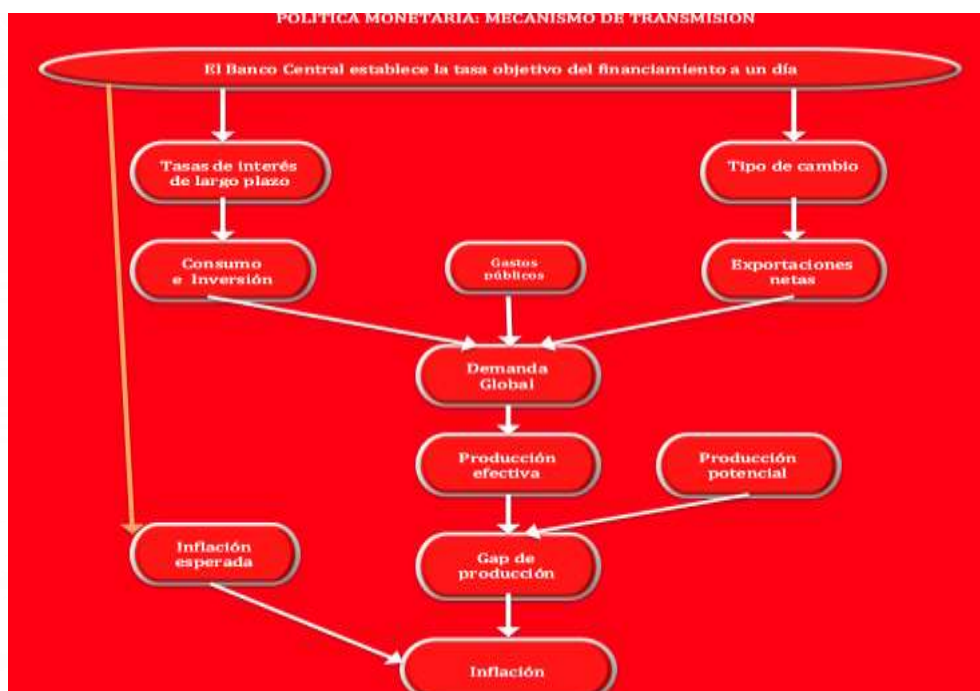
inflación. Los economistas aún no se ponen de acuerdo sobre la naturaleza del mecanismo de transmisión.

Algunos autores subrayan la importante diferencia de opinión sobre el papel, activo o pasivo, de la moneda en la transmisión de la política monetaria y sostienen que la consideración de los puntos de vista reduce los riesgos de error estratégico. Incluso aquellos que están de acuerdo en el carácter general del mecanismo reconocen que mucha incertidumbre rodea la elección del momento que hay que privilegiar y la importancia cuantitativa de los vínculos particulares.

Una serie de discursos y artículos de investigación publicados por los BC describe la concepción generalmente admitida del mecanismo de transmisión de la política monetaria.

El siguiente diagrama es una representación simplificada de este mecanismo. La línea gruesa dorada muestra cómo el compromiso del Banco, y por lo tanto la credibilidad que ha ganado un BC, contribuye a anclar las expectativas de las empresas y de los hogares sobre la inflación futura.

Para facilitar la comprensión de los mecanismos de transmisión, vamos a seguir el camino de los efectos de una decisión de política monetaria hipotética. Por ejemplo, considere una situación (que fue real) similar a la de otoño de 2004, en la economía mundial, cuando muchos Bancos Centrales tenían buenas razones para creer que la recuperación económica que se consolidaba tanto en los países como a nivel mundial ejercería presiones a la alza sobre la inflación en algunos países en los meses venideros.



Ante esta perspectiva, el Banco Central intervino elevando la meta de la tasa de financiamiento a un día. ¿Cómo tal medida de política monetaria pudo contribuir a contener las presiones inflacionarias?

Tras el anuncio de un aumento por el Banco, la tasa de financiación a un día, se ajusta casi al instante. El aumento de esta tasa, provoca dos reacciones: 1) El aumento de las tasas de interés de largo plazo y 2) La apreciación de la moneda local.

- 1) El aumento de las tasas de interés de largo plazo hace que se incrementa el costo de los préstamos y por lo tanto tiende a reducir los gastos sensibles a los tipos de interés, sobretudo, se disminuye el ritmo de expansión de la demanda de créditos de las empresas con fines de inversión y también se disminuye el ritmo de expansión de la demanda de créditos de los hogares para la adquisición de vivienda u otros objetos de valor, tales como automóviles, muebles y electrodomésticos.
- 2) La apreciación de la moneda local empuja los precios de los productos a la alza en comparación con los productos extranjeros y, por lo tanto, conduce a ajustes en los gastos. En concreto, se observa una disminución en la demanda de productos local en el extranjero y el aumento de la demanda de bienes extranjeros en el país local. El crecimiento de las exportaciones se reduce, y el crecimiento de las importaciones del extranjero aumentará – dando lugar a una disminución en el crecimiento de las exportaciones netas del país local.

Bajo el efecto combinado de la desaceleración del crecimiento del consumo de los hogares, de la demanda de inversión de las empresas y de las exportaciones netas, la tasa de expansión de la demanda global de bienes y servicios del país local se reducirá.

Según la teoría Keynesiana, en períodos cortos, hasta algunos años tal vez, la producción del país local depende del nivel de la demanda para el conjunto de los bienes y servicios producidos en dicho país; es decir, la demanda global determina la producción. Dado que, ahora, la demanda global crece a un ritmo más lento que durante el período anterior a las medidas adoptadas por el Banco central del país local, la tasa de crecimiento de la producción efectiva no demorará mucho tiempo para reducirse. En presencia de una tasa subyacente dada del producto potencial, esta desaceleración de la tasa de crecimiento de la producción efectiva

implica la excavación y la ampliación de una brecha de producción "negativa", siendo la producción efectiva menor al producto potencial.

El último eslabón del mecanismo de transmisión que relaciona la brecha del producto y la tasa de inflación. La brecha del producto es una medida cómoda de la demanda o de la oferta excedentaria en el conjunto de la economía. Siendo la producción efectiva (real) inferior a la producción potencial, las empresas producen por debajo de los límites de su capacidad. Esta situación de exceso de oferta puede tardar algún tiempo, pero la sub-utilización de los equipos de producción, conducirá a una disminución de la tasa de crecimiento de los salarios y de los precios de los otros insumos. A causa de esta desaceleración en términos de sus costos, las empresas tienen menos incentivos para aumentar sus precios, por lo que las presiones inflacionarias van a disminuir.

B) El tiempo y la incertidumbre.

Hemos visto cómo la decisión del Banco del país local de elevar la tasa objetivo de financiamiento a un día pone en marcha una secuencia compleja de causas y de efectos que ayuda a asegurar que la inflación no supere a la tasa de inflación objetivo.

Pero, ¿cuánto tiempo transcurre entre la toma de la medida de la política monetaria por parte del Banco Central y la transmisión de los otros efectos, sobre todo el último, la tasa de inflación ?

Los economistas suelen percibir al mecanismo de transmisión como una serie de lapsos y plazos "largos y variables", lo que implica que los bancos centrales no sólo deben ser pacientes al esperar los resultados de las medidas de política monetaria que han adoptado, pero también deben estar preparados para aceptar algunos imprevistos. El funcionamiento de la economía es bastante compleja, y nuestra comprensión muy incompleta, por lo que los diversos desfases, en última instancia, terminan siendo más largos o mas cortos que las previsiones iniciales.

Las modificaciones introducidas por el Banco Central local a la tasa de financiación a un día en el marco de la conducción de la política monetaria, casi siempre tienen efectos inmediatos sobre el tipo de cambio y las tasas de interés. Sin embargo, según las estimaciones actuales, se necesitan, generalmente, de 12 a 18 meses para que la mayor parte de los efectos de una medida de política monetaria sobre la producción global sea observada y 18 a 24 meses para que la mayoría de los efectos se hace sentir sobre la inflación.

Sin embargo, esas estimaciones pueden variar sustancialmente.

Los lapsos y plazos de tiempo inherentes al mecanismo de transmisión complican la conducción de la política monetaria. Es por ello que las decisiones de política monetaria de los bancos centrales deben ser prospectivas. Para ilustrar este punto, consideremos dos ejemplos. Si el 1 de enero del año, un Banco Central observa en la economía mundial un evento que podría debilitar la demanda global a partir de junio del mismo año, no hay nada que pueda hacer en enero para neutralizar totalmente los efectos del choque o del impacto previsto. Aún cuando si el Banco responde de manera inmediata bajando su tasa clave (*leader*) desde el comienzo de enero, no tendría tiempo suficiente para estimular la demanda global y neutralizar los efectos del choque antes de junio.

Este ejemplo ilustra las razones por las cuales los Bancos centrales prestan más atención a los impactos y choques de larga duración que a aquellos, que –según creen ellos- son de corta duración: los efectos de una medida de política monetaria toman tanto tiempo para que se transmite en la economía que sería ilógico reaccionar a choques que se disiparán antes de que la política diera resultados. Además, el Banco puede tomar algunos meses para determinar la naturaleza de un choque, y su probable duración. Por lo tanto, un banco central mirando hacia el futuro, debe hacer (lo mejor que puede) todo lo posible para anticipar la posible evolución de la economía.

El segundo ejemplo es más familiar. Supongamos que la tasa de inflación observada es pequeña, pero que la evolución económica prevista en un futuro próximo dará lugar a un aumento indeseable de la inflación futura. En tales casos, un Banco Central consciente de la importancia de los periodos de tiempos de transmisión aumentará desde ahora su tasa de financiación, incluso si los datos actuales no muestran ningún problema de inflación. Es a causa de esta actitud prospectiva, que muy a menudo se acusa a los bancos centrales vigilantes de luchar contra molinos de viento. El problema es que si los bancos centrales esperan, para actuar, que los datos indican la presencia de la inflación, sería demasiado tarde para que sus acciones y medidas producen el efecto deseado. Ser prospectivos significa prever donde surgirán los problemas y tomar acciones preventivas. Un Banco Central que logra anticipar futuras presiones inflacionarias y, por lo tanto, tomar medidas adecuadas para evitar estas presiones se ejercen plenamente, puede ser fácilmente acusados de ver peligros que no son reales. La realidad, sin embargo, es que los peligros han sido, tal vez evitado, gracias a la vigilancia de la autoridad monetaria.

Aunque muchos dirigentes de bancos centrales logran predecir algunos eventos, ninguno posee una bola de cristal. *El futuro es claramente visible cuando llega.* Y esto es aún más cierto en materia económica. Debido a la información incompleta que disponen, y que, muy a

menudo, es revisado varios meses después de los hechos, los economistas académicos y de los bancos centrales no logran, a menudo, saber exactamente lo que está sucediendo en el trimestre en curso, sino hasta dos trimestres más tarde, y a veces muchos más.

Esta alusión a la imperfección de los datos disponibles ha llevado a los economistas a abordar la cuestión de las necesidades en materia de información para la conducción de la política monetaria, para así encarar tanto las incertidumbres asociadas a las peculiaridades del mecanismo de transmisión en sí, a saber, la falta de claridad en torno a la naturaleza precisa de los vínculos entre las principales variables macroeconómicas, como a la incertidumbre asociada a la evolución económica y el futuro de las economías locales y mundial (Estos últimos puntos serán desarrollados en Otro Material).

En una palabra, consideran que para lograr sus objetivos de política monetaria, un Banco Central debe contar y disponer de una gran cantidad de información de calidad, debe tener una visión prospectiva y estar al tanto de los múltiples impactos que puedan producirse en el futuro cercano. También debe ser consciente de que las condiciones económicas reflejadas en los datos actuales a lo mejor no va durar mucho tiempo o incluso nunca hayan existido, según lo que revelan los datos revisados después. Por lo tanto, el Banco está obligado a llevar a cabo un juego de equilibrio precario, tomando a veces medidas en previsión de lo que es probable que suceda, mientras que en otro momento está a la espera de ver que nuevos datos serán confirmados. Como se esperaba, un buen juicio derivado de una considerable experiencia están en el corazón de una buena política monetaria.

En efecto, ante esas incertidumbres en los canales de transmisión de la política monetaria y las características diferentes de las regiones de un país, creemos que dichas regiones reaccionan asimétricamente ante una política monetaria única. Esto es lo que trataremos de probar para el caso de México.

III. BREVE REVISIÓN DE LA LITERATURA

En la literatura, abundan estudios que han estimado los efectos de la política monetaria en las economías nacionales, pero pocos se han interesado por examinar sus efectos a nivel regional y sectorial. Uno de los estudios seminales en ese sentido es el William D. Toal (1977). Al estimar, para el caso de Estados Unidos, una ecuación que incluye tanto a variables de política fiscal y monetaria (base monetaria), concluye que hay diferencias regionales notables en el caso de este país en cuanto al impacto de la política monetaria sobre el ingreso personal real para el período 1952-1975. Las regiones que muestran una mayor reacción es el

Sureste, el Centro-Este y los Grandes Lagos, mientras que las reacciones son relativamente débiles para las Montañas Rocosas y Nueva Inglaterra.

Al igual que William D. Toal, pero utilizando una especificación diferente, Garrison y Chang (1979) muestran que hay diferencias regionales en los Estados Unidos en cuanto al impacto de la política monetaria (masa monetaria (M1)) en el ingreso personal real para el período 1969-1976. Según sus resultados, la región con mayor reacción es la de los Grandes Lagos, que es, la región más manufacturera de los Estados Unidos. Por el contrario, la región de las Montañas Rocosas, que tiene uno de los tamaños más pequeños de la producción en el sector manufacturero en el PIB total, reacciona mucho más lentamente en comparación con el promedio nacional.

Otros destacados economista como, Charles Garrison B. y John R. Kort (1983) estimaron – para 48 estados de USA - el impacto de un cambio en las condiciones monetarias en el empleo, para el período 1960-1978. Encontraron que, generalmente, el empleo responde más fuertemente a las variaciones de la oferta de dinero en los estados que componen la región de los Grandes Lagos, mientras que los estados de la región de las Montañas Rocosas reaccionan relativamente menos.

Sin embargo, analizando rigurosamente los resultados obtenidos por los autores anteriores se puede formular algunas críticas en la medida que tratan de evaluar el impacto de la política monetaria en cada región, sin considerar las relaciones económicas entre ellas. Por ejemplo, la política monetaria afecta directamente a la región i y a través del comercio con la región j , la política monetaria afecta indirectamente a la región j y, viceversa.

En un estudio sobre Estados Unidos que data de finales de la década 90 del siglo pasado, Gerald Carlino y Robert DeFina tomaron en cuenta las relaciones económicas entre las regiones para estimar el impacto de un cambio de la política monetaria en el ingreso personal real en ocho regiones de este país para el período 1958-1992. Las estimaciones se llevaron a cabo utilizando la metodología de vectores autorregresivos (VAR) estructurales, de las diez variables que integran su regresión se puede apreciar la presencia de, la tasa de crecimiento del ingreso personal real de cada región, la tasa de crecimiento del precio relativo de la energía, la primera diferencia de la tasa nominal de los fondos federales, entre otros. Los senderos de respuestas dinámicas muestran una reducción en el ingreso personal real en las ocho regiones de Estados Unidos, después de un shock positivo no anticipado de una desviación estándar de la tasa de los fondos federales (83 puntos de base). Más específicamente, encontraron que cinco de las ocho regiones tuvieron reacciones significativamente similares a la respuesta promedio de los Estados Unidos; sean las Llanuras,

Nueva Inglaterra, el Sureste, el Centro-este y la Costa-Oeste. La región de los Grandes Lagos es la que reacciona con más fuerza mientras que el Sud-Oeste y las Montañas Rocosas son las regiones menos sensibles a los cambios en la política monetaria.

Cabe recalcar que el estudio destaca, también, que las regiones con un tamaño del sector manufacturero en el PIB nacional menor que la media nacional son menos sensibles a una variación de la tasa de interés. Por ejemplo, para las regiones de las Montañas Rocosas y del Sud-Oeste, un aumento de una desviación estándar de los fondos federales genera una disminución de 0,45 y 0,64 por ciento del ingreso personal después de ocho trimestres, respectivamente. Por el contrario, en los Grandes Lagos (región con la mayor proporción del sector manufacturero en la economía), el impacto negativo en el ingreso personal real es mucho mayor, del orden de (1.18 por ciento).

Grosso modo, los autores muestran que estos resultados son robustos a las medidas de política monetaria y de la actividad económica y también a la especificación del modelo (variables expresadas en nivel o en tasa de crecimiento). Además, extienden su análisis a los estados americanos al modificar un poco la especificación del modelo. Los resultados obtenidos para los estados corroboran aquellos obtenidos para las regiones. Los autores también muestran que son –esencialmente– las diferencias regionales en cuanto a la estructura industrial que generan diferencias en lo que atañe al impacto de la política monetaria. Esto también podría ser el caso en México.

IV. METODOLOGÍA y ANÁLISIS DE RESULTADOS

Para analizar las interdependencias entre varias variables, es necesario ubicarse en un marco multivariado. Dicho esto, el propósito de este trabajo es analizar los impactos de la política monetaria sobre la actividad económica regional en México, explicar el comportamiento de una variable endógena frente a sus propios rezagos y de otras variables, estimar los coeficientes y entender la dinámica general del sistema para llegar a explicar su comportamiento y su reacción a los choques de innovaciones, es decir, los choques en los términos de errores, caracterizados por las funciones de impulsos-respuestas. Se trata de establecer la contribución de estos choques a la varianza de predicción caracterizada por la descomposición de la varianza.

La metodología que utilizaremos para nuestro test es la de los modelos VAR estructurales (SVAR), que no tiene ninguna teoría subyacente. Es una de las técnicas más utilizadas para analizar el comportamiento dinámico de las variables macroeconómicas. Su ventaja para

nuestro trabajo es que permite tomar en cuenta las relaciones económicas interregionales en el análisis del impacto de un choque de política monetaria sobre la actividad económica de las regiones. La metodología de los SVAR consiste en estimar un sistema de ecuaciones dinámicas simultáneas reducidas y en seguida, recuperar el modelo estructural al imponer un número suficiente de restricciones de identificación. El modelo estructural sirve para calcular las trayectorias de respuestas dinámicas de las variables después de los choques estructurales.

IV.1 MODELO SVAR.

El modelo que utilizamos es el propuesto por Carlino y DeFina (1998). Al igual que ellos, la actividad económica de cada región está representada por una ecuación en el modelo, para tener en cuenta las relaciones económicas regionales. Esto quiere decir que utilizamos un modelo único para todas las regiones.

La especificación del modelo es la siguiente:

$$X_1 ICRRC_t = \hat{f}_0 + \hat{f}_1 \sum_{i=1}^k ICRRCN_{t-i} + \hat{f}_2 \sum_{i=1}^k ICRRN_{t-i} + \hat{f}_3 \sum_{i=1}^k ICRRC_{t-i} + \hat{f}_4 \sum_{i=1}^k ICRRS_{t-i} + \hat{f}_5 \sum_{i=1}^k TIREAL_{t-i} + u_1 \rightarrow (1)$$

$$X_2 ICRRCN_t = q_0 + q_1 \sum_{i=1}^k ICRRCN_{t-i} + q_2 \sum_{i=1}^k ICRRN_{t-i} + q_3 \sum_{i=1}^k ICRRC_{t-i} + q_4 \sum_{i=1}^k ICRRS_{t-i} + q_5 \sum_{i=1}^k TIREAL_{t-i} + u_2 \rightarrow (2)$$

$$X_3 ICRRN_t = l_0 + l_1 \sum_{i=1}^k ICRRCN_{t-i} + l_2 \sum_{i=1}^k ICRRN_{t-i} + l_3 \sum_{i=1}^k ICRRC_{t-i} + l_4 \sum_{i=1}^k ICRRS_{t-i} + l_5 \sum_{i=1}^k TIREAL_{t-i} + u_3 \rightarrow (3)$$

$$X_4 ICRRS_t = a_0 + a_1 \sum_{i=1}^k ICRRCN_{t-i} + a_2 \sum_{i=1}^k ICRRN_{t-i} + a_3 \sum_{i=1}^k ICRRC_{t-i} + a_4 \sum_{i=1}^k ICRRS_{t-i} + a_5 \sum_{i=1}^k TIREAL_{t-i} + u_4 \rightarrow (4)$$

$$X_5 TIREAL_t = b_0 + b_1 \sum_{i=1}^k ICRRCN_{t-i} + b_2 \sum_{i=1}^k ICRRN_{t-i} + b_3 \sum_{i=1}^k ICRRC_{t-i} + b_4 \sum_{i=1}^k ICRRS_{t-i} + b_5 \sum_{i=1}^k TIREAL_{t-i} + u_5 \rightarrow (5)$$

Donde:

(ICRRN) es El Índice Coincidente Regional para la Región Norte

(ICRRCN) es el Índice Coincidente Regional para la Región Centro Norte,

(ICRRC) es el Índice Coincidente Regional para la Región Centro,

(ICRRN) es el Índice Coincidente Regional para la Región Sur (ICRRS), y

(TIREAL) es el Tipo de Interés Real (TIREAL).

Pero antes de proceder, previamente se debe llevar acabo otras pruebas tales como la estacionariedad de las variables y de los residuos, su orden de integración, el numero de relaciones de cointegración con la ayuda de las pruebas de la *traza* y del *lambda max*, entre otros.

IV.2 FUENTES DE LOS DATOS.

Los datos utilizados para este estudio se obtuvieron del Banco de México. *“El Índice Coincidente Regional (ICR) es un índice compuesto coincidente mensual de la actividad económica a nivel regional que resume la evolución de cinco indicadores, es elaborado por el Banco de México a partir de información disponible a escala regional y basándose en la metodología del Departamento de Comercio de Estados Unidos y de la National Bureau of Economic Research (NBER)”*

Para su cálculo se utiliza cinco indicadores de actividad desestacionalizados, que tienen un comportamiento coincidente con el ciclo económico regional: ventas al mayoreo, producción manufacturera, empleo en el sector formal, ventas al menudeo y generación y consumo de electricidad. Las estadísticas del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) sirvieron como base para estimar los componentes del índice, excluyendo el indicador de empleo, que se obtiene de bases de datos del Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS).

Los datos del ICR van desde enero de 2003 hasta el presente, debido a que en ese periodo se encuentran datos para todos los componentes. El índice está diseñado de manera que su variación mensual refleje el promedio de las variaciones mensuales normalizadas de los indicadores componentes. La normalización, en el caso del presente Reporte, se realizó utilizando la información sobre dichos indicadores componentes hasta el mes de marzo de 2012...

La magnitud de las variaciones del ICR no es directamente comparable con la del PIB. La principal utilidad del ICR consiste en señalar la dirección de los cambios en el nivel de actividad económica regional y determinar la intensidad de éstos en comparación con los exhibidos por el mismo indicador en distintos momentos del tiempo”. Ver (Banco de México, Reporte sobre las Economías Regionales Octubre – Diciembre 2012).

De esa base de datos utilizamos los datos mensuales -que cubre el período comprendido entre el 1er mes de 2003 al 1er mes de 2014 -de los siguientes índices:

1) Las Variables de Actividad Económica:

El Índice Coincidente Regional para la Región Norte (ICRRN), el Índice Coincidente Regional para la Región Centro Norte (ICRRCN), el Índice Coincidente Regional para la Región Centro (ICRRC), el Índice Coincidente Regional para la Región Sur (ICRRS), el Índice Coincidente Regional del Sector manufacturero para la Región Norte (ICRRNmaf), el Índice Coincidente Regional del Sector manufacturero para la Región Centro Norte (ICRRCNmaf), el Índice Coincidente Regional del Sector manufacturero para la Región Centro (ICRRCmaf), el Índice Coincidente Regional del Sector manufacturero para la Región Sur (ICCRSmaf), el Índice Coincidente Regional de ventas netas al por mayor para la Región Norte (ICRRNvm), Índice Coincidente Regional de ventas netas al por mayor para la Región Centro Norte (ICRRCNvm), el Índice Coincidente Regional de ventas netas al por mayor para la Región Centro (ICRRCvm), el Índice Coincidente Regional de ventas netas al por mayor para la Región Sur (ICRRSvm).

Otras variables utilizadas, que se obtuvo del Banco de México son:

2) Las Variables de Política Monetaria:

La Curva de rendimiento (CR), El Índice de Condiciones Monetarias (ICM), Tipo de Interés Real (TIREAL) y

3) Las Variables de Choques:

El Precio Relativo de los Energéticos (PENG) y El Precio Relativo de la vivienda, Electricidad y Combustible (PECL).

IV.3 DETERMINACIÓN DEL NÚMERO DE RETARDOS.

Como sabemos, la determinación del número óptimo de retardos consiste en la estimación de un modelo vector autorregresivo para encontrar el orden p comprendido entre 0 y un cierto orden p máximo, fijado arbitrariamente, que permita la minimización del criterio de selección de *Akaike*.

Así, utilizando el software *Eviews*, estimamos nuestro VAR para varios modelos, que van desde un VAR con un retardo hasta doce retardos.

	VAR1	VAR2	VAR3	VAR4	VAR5	VAR6	VAR7	VAR8	VAR9	VAR10	VAR11	VAR12
AIC	-32.39	-32.37	-32.29	-32.17	-32.01	-31.84	-31.74	-31.57	-31.41	-31.63	-31.67	-31.99

A partir de las estimaciones, podemos afirmar que el número óptimo de retardo que minimiza nuestro criterio *Akaike* es igual a 1. El valor del estadístico *Akaike* (*AIC*) es igual a -32.39. El modelo VAR(1) se puede apreciar a continuación.

VAR(1)

Vector Autoregression Estimates Date: 08/05/14 Time: 07:40 Sample (adjusted): 2003M03 2014M01 Included observations: 131 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []					
	LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS	LTIREAL
LICRRC(-1)	0.740412 (0.06432) [11.5114]	-0.100723 (0.06109) [-1.64878]	-0.127915 (0.06996) [-1.82835]	-0.027610 (0.06525) [-0.42316]	-2.769154 (0.92006) [-3.00975]
LICRRCN(-1)	0.081554 (0.06806) [1.19827]	0.857224 (0.06464) [13.2611]	0.043491 (0.07403) [0.58748]	0.101181 (0.06904) [1.46550]	0.443917 (0.97356) [0.45597]
LICRRN(-1)	0.166530 (0.04542) [3.66627]	0.158984 (0.04314) [3.68520]	1.080629 (0.04941) [21.8721]	0.047955 (0.04608) [1.04076]	2.077568 (0.64974) [3.19753]
LICRRS(-1)	0.017328 (0.05553) [0.31202]	0.102658 (0.05275) [1.94631]	-0.011198 (0.06041) [-0.18538]	0.855177 (0.05633) [15.1802]	0.414274 (0.79439) [0.52150]
LTIREAL(-1)	-0.011440 (0.00285) [-4.01601]	-0.009890 (0.00271) [-3.65566]	-0.010291 (0.00310) [-3.32144]	-0.001086 (0.00289) [-0.37598]	0.871087 (0.04075) [21.3779]
C	-0.004502 (0.05921) [-0.07603]	-0.061699 (0.05624) [-1.09709]	0.091637 (0.06441) [1.42279]	0.113267 (0.06007) [1.88571]	-0.558475 (0.84700) [-0.65936]
R-squared	0.996289	0.996590	0.993712	0.994524	0.931593
Adj. R-squared	0.996141	0.996454	0.993461	0.994305	0.928857
Sum sq. resids	0.004590	0.004141	0.005431	0.004723	0.939201
S.E. equation	0.006060	0.005755	0.006591	0.006147	0.086681
F-statistic	6712.401	7306.774	3950.911	4540.427	340.4587
Log likelihood	486.0882	492.8378	475.0730	484.2123	137.5530
Akaike AIC	-7.329592	-7.432639	-7.161420	-7.300952	-2.008442

Schwarz SC	-7.197903	-7.300950	-7.029731	-7.169263	-1.876754
Mean dependent	4.775635	4.791919	4.760162	4.767804	1.688205
S.D. dependent	0.097546	0.096648	0.081508	0.081456	0.324980
<hr/>					
Determinant resid covariance (dof adj.)	4.69E-21				
Determinant resid covariance	3.71E-21				
Log likelihood	2151.932				
Akaike information criterion	-32.39590				
Schwarz criterion	-31.73746				

IV.4 PRUEBA DE ESTACIONARIEDAD.

Uno de los temas importantes en el estudio de series de tiempo consiste en analizar si siguen un proceso estacionario o no. Es decir, un proceso subyacente que evoluciona o no, con el tiempo. En caso de que la estructura permanece igual, se dice que el proceso es estacionario.

En el caso de que las variables no sean estacionarias, la distribución de los parámetros de la regresión ya no seguirá una ley de *Student*, sino un movimiento browniano y por lo tanto un concepto de cointegración nos permitirá determinar el tipo de modelo que se debe utilizar.

Hay varios tipos de pruebas de estacionariedad que se puede realizar con el software *Eviews*, sobre todo la de *Dickey-Fuller* y *Dickey-Fuller Aumentado*.

En nuestro análisis, hemos elegido la prueba de *Dickey-Fuller Aumentada* que ha sido propuesta para mejorar la prueba de *Dickey-Fuller* simple, que toma por hipótesis que el error es ruido blanco. Pero no hay ninguna razón para que esta hipótesis sea cierta. La prueba de *Dickey-Fuller Aumentada* toma en consideración la autocorrelación de los errores, al proponer un $AR(p-1)$ para el error.

TABLA ADF

	ADF	ADF	ADF	ADF	ADF	ADF
	Lint ¹	LTdint ²	No. R/DW/UR =Sig./OI*	1stInt ³	1stTdInt ⁴	No. R/DW/UR=Sig ./OI
ICRRN	-1.224	-2.728	4R/DW=2. 04/UR=Sig ./I(1)	-4.041	-4.0379**	2R/DW=2.08/U R=Sig./I(0)
ICRRCN	-0.968	-2.169	3R/DW=2. 01/UR=Sig ./I(1)	-6.603	-6.608**	1R/DW=2.09/U R=Sig./I(0)
ICRRC	-0.388	-1.528	0R/DW=2. 22/I(1)	-12.989	-12.939**	1R/DW=1.96/U R=Sig./I(0)
ICRRS	-1.275	-1.585	1R/DW=2. 05/UR=Sig ./I(1)	-15.067	-15.079**	1R/DW=2.06/U R=Sig./I(0)
ICRRNmaf	-0.692	-1.818	0R/DW=2. 15/I(1)	-12.708	-12.672**	1R/DW=1.96/U R=Sig./I(0)
ICRRCNma f	-1.119	-2.002	1R/DW=1. 93/UR=Sig ./I(1)	-16.818	-16.755**	1R/DW=1.95/U R=Sig./I(0)
ICRRCmaf	-1.684	-2.41	0R/DW=2. 22/I(1)	-13.556	-13.494**	1R/DW=1.99/U R=Sig./I(0)
ICRRSmaf	-1.646	-5.691**	0R/DW=2. 02/I(0)	-9.556	-9.512**	
ICRRNvm	-2.803	-2.79	0R/DW=2. 18/I(1)	-13.191	-13.162**	1R/DW=2.01/U R=Sig./I(0)
ICRRCNvm	-2.388	-3.068	1R/DW=2. 03/UR=Sig ./I(1)	-16.706	-16.685**	1R/DW=2.09/U R=Sig./I(0)
ICRRCvm	-2.936	-2.986	0R/DW=2. 36/I(1)	-14.476	-14.588**	1R/DW=2.05/U R=Sig./I(0)
ICRRSvm	0.228	-1.637	2R/DW=1. 98/UR=Sig ./I(1)	-12.677	-12.838**	1R/DW=1.99/U R=Sig./I(0)
CR	-5.94	-5.992**	4R/DW=1. 86/UR=Sig ./I(0)	-10.895	-10.853**	
ICM	-6.466	-7.361**	0R/DW=1. 95/I(0)	-12.246	-12.197**	
TIREAL	-1.429	-2.062	0R/DW=1. 81/I(1)	-10.617	-10.576**	1R/DW=2.00/U R=Sig./I(0)
PENG	0.541	-0.436	7R/DW=1. 98/UR=Sig ./I(1)	-6.996	-7.039**	6R/DW=1.98/U R=Sig./I(0)
PECL	-2.578	-2.285	6R/DW=1. 82/UR=Sig ./I(1)	-46.048	-46.105**	5R/DW=1.91/U R=Sig./I(0)
1%	-3.481	-4.030				
5%	-2.883	-3.445				
10%	-2.578	-3.147				

1. LInt... level con intercept

2. LTdInt... level con trend e intercept

3. 1stInt... primera diferencia con intercepto

4. 1stTdInt... primera diferencia con tendencia e intercepto

♣. No. R/DW/UR=Sig./OI ... Número de Retardos/Durbin Watson/Significatividad del último Retardo/Orden de Integración.

(**) Significa que la estadística del test es significativa a un nivel de 5%, (*) 10%. Los valores críticos son de MacKinnon(1991).

que los valores empíricos (ADF Pruebas t-Estadísticas **LTdInt**: -2.728, -2.169, -1.528, -1.585, -1.818, -2.002, -2.41, -2.79, -3.068, -2.986, -1.637, -2.062, -0.436, -2.285 para *ICRRN*, *ICRRCN*, *ICRRC*, *ICRRS*, *ICRRNmaf*, *ICRRCNmaf*, *ICRRCmaf*, *ICRRNvm*, *ICRRCNvm*, *ICRRCvm*, *ICRRSvm*, *TIREAL*, *PENG*, *PECL*, respectivamente) son superiores a los tres valores t-críticos de la tabla de MacKinnon al 5 y 10%, entonces no rechazamos la hipótesis nula (H_0) de *series non estacionarias con presencias de raíces unitarias*. Dicho de otra manera, las series no son estacionarias en nivel.

Las variables estacionarias en nivel son *ICRRSmaf*, *CR* y *ICM*.

IV.5 CONCEPTO DE COINTEGRACIÓN.

La idea subyacente del concepto de cointegración es que a corto plazo, las variables pueden tener una evolución divergente por el hecho de que son no estacionarias, pero esto no impide que puedan moverse juntos en el largo plazo si podemos llegar a encontrar una relación estable entre ellas, llamada relación de largo plazo o relación de cointegración.

Dicho esto, una de las principales condiciones para que las series sean cointegradas, es que deben ser integradas del mismo orden. De lo contrario, no pueden ser cointegradas.

De acuerdo con la definición, si consideramos un proceso vectorial de dimensión (N,1) integrado de orden d. Los procesos (.) son cointegrados si y sólo si existe un vector, tal que la combinación lineal es estacionaria o integrado de orden 0. El vector corresponde a un vector de cointegración.

Por lo tanto, hay dos tipos de prueba de cointegración, el primero se basa en el enfoque de *Engle y Granger (1987)*, mientras que el segundo se basa en el enfoque de *Johansen (1988)*.

En nuestro estudio, hemos optado por el enfoque de Johansen, dado que el enfoque de Engle y Granger presenta un inconveniente, es decir, permite distinguir únicamente una relación de cointegración por el hecho de que, únicamente toma en cuenta dos variables, mientras que el enfoque de Johansen es un enfoque multivariado, y por lo tanto en el caso de N variables con $N > 2$, podemos tener hasta (N-1) relaciones de cointegración.

Por lo tanto, los pasos a seguir para la estimación del modelo VEC con el software Eviews son:

- ❖ Pruebas de estacionariedad sobre las series para ver si hay posibilidad de cointegración o no.
- ❖ Determinar el número óptimo de retardos que minimiza el criterio de información de Akaike.
- ❖ Llevar a cabo la prueba de Johansen, que nos permitirá determinar el número de relaciones de cointegración.
- ❖ Estimación del modelo VEC por el método de verosimilitud y comprobar la naturaleza de los residuos a través de las pruebas habituales.
- ❖ Análisis de las funciones de impulso-respuesta del choque o,
- ❖ Realizar la descomposición de la varianza de los residuos para calcular la contribución de cada innovación a la varianza total del error.

IV.6 NÚMERO DE RELACIONES DE COINTEGRACIÓN: PRUEBA DE JOHANSEN.

Para llevar a cabo la prueba de la Traza, debemos precisar las siguientes especificaciones:

- ❖ Presencia de la constante en la relación de largo plazo, pero no en el modelo de corrección de errores (VEC)
- ❖ Presencia de la constante en la relación de largo plazo y en el modelo de corrección de Error (VEC)

Por último, observamos que el número de retardos que se debe agregar al modelo es igual a 1, es decir, debemos colocar 1 en lag Interval en el software EViews durante la prueba de Johansen, ya que las variables de la prueba se expresarán en primera diferencia y porque hemos encontrado previamente que el número óptimo de retardos en nuestra $VAR(p)$ de base que minimiza el criterio de información de Akaike era igual a 1 (ver sección 4.3).

Si por ejemplo tomamos la primera especificación, es decir, el caso de una constante en la relación de cointegración, pero no en el modelo VEC, observamos que existe cointegración dado que la hipótesis nula de ausencia de cointegración ha sido rechazada al nivel del 5%:

La prueba de la traza (ver siguiente salida de eviews) nos muestra la existencia de una relación de cointegración, dado que:

117.7398 > 76.97277 y 95.10 > 88.80

Por último, señalamos que en ambos casos de especificaciones mencionadas anteriormente, hemos encontrado tres relaciones de cointegración como se puede apreciar en la salida de Eviews, lo que nos permite, por tanto, estimar el modelo de corrección de errores y deducir, a partir de allí las funciones respuestas impulsos y la descomposición de la varianza de los residuos.

PRUEBA DE LA TRAZA: PRUEBA DE COINTEGRACION DE JOHANSEN (modelo 2. CTE. EN LA RELACION DE COINTEGRACIÓN Y NO EN MODELO VECM)

Date: 08/07/14 Time: 00:07

Sample (adjusted): 2003M04 2014M01

Included observations: 130 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: LICRRC LICRRCN LICRRN LICRRS LTIREAL

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.407790	117.7398	76.97277	0.0000
At most 1	0.167645	49.63363	54.07904	0.1176
At most 2	0.104954	25.77920	35.19275	0.3544
At most 3	0.048351	11.36475	20.26184	0.5073
At most 4	0.037155	4.922143	9.164546	0.2921

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.407790	68.10612	34.80587	0.0000
At most 1	0.167645	23.85444	28.58808	0.1792
At most 2	0.104954	14.41444	22.29962	0.4248
At most 3	0.048351	6.442611	15.89210	0.7368
At most 4	0.037155	4.922143	9.164546	0.2921

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):

LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS	LTIREAL	C
--------	---------	--------	--------	---------	---

63.38069	13.95671	-62.03388	-20.42715	3.647958	16.04275
105.1893	-82.69827	-42.77574	20.09115	3.021291	-2.916782
22.31299	95.55385	-31.98849	-100.7179	3.371577	62.65275
-11.89046	-41.30081	49.65640	19.45982	1.406544	-77.03930
-40.63667	23.74585	-9.516573	36.63529	0.984025	-50.40147
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):					
D(LICRRC)	-0.003496	-0.000801	0.000396	-0.000554	0.000446
D(LICRRCN)	-0.003773	0.000820	-0.000462	-0.000156	-4.47E-05
D(LICRRN)	-0.002388	-0.000249	-0.000110	-0.001251	-0.000245
D(LICRRS)	-0.002729	0.000455	0.001348	-0.000127	-0.000445
D(LTIREAL)	-0.013321	-0.026423	-0.008909	0.004651	-0.009215
1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	2134.386			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS	LTIREAL	C
1.000000	0.220204	-0.978750	-0.322293	0.057556	0.253117
	(0.21829)	(0.11453)	(0.18797)	(0.00791)	(0.19301)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(LICRRC)	-0.221595				
	(0.03357)				
D(LICRRCN)	-0.239133				
	(0.02972)				
D(LICRRN)	-0.151328				
	(0.03721)				
D(LICRRS)	-0.172988				
	(0.03369)				
D(LTIREAL)	-0.844284				
	(0.50626)				
2 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	2146.313			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS	LTIREAL	C
1.000000	0.000000	-0.853572	-0.209981	0.051247	0.191666
		(0.06552)	(0.06764)	(0.00554)	(0.10717)
0.000000	1.000000	-0.568463	-0.510034	0.028651	0.279063
		(0.11909)	(0.12295)	(0.01006)	(0.19482)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(LICRRC)	-0.305903	0.017486			
	(0.06443)	(0.04400)			
D(LICRRCN)	-0.152886	-0.120464			
	(0.05688)	(0.03885)			
D(LICRRN)	-0.177484	-0.012760			
	(0.07205)	(0.04920)			
D(LICRRS)	-0.125117	-0.075728			
	(0.06509)	(0.04445)			
D(LTIREAL)	-3.623670	1.999198			
	(0.93665)	(0.63966)			
3 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	2153.521			

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS	LTIREAL	C
1.000000	0.000000	0.000000	-1.185697 (0.10941)	0.040735 (0.02845)	0.845843 (0.55125)
0.000000	1.000000	0.000000	-1.159842 (0.05706)	0.021649 (0.01483)	0.714732 (0.28749)
0.000000	0.000000	1.000000	-1.143096 (0.13501)	-0.012316 (0.03510)	0.766398 (0.68023)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(LICRRC)	-0.297065 (0.06534)	0.055335 (0.06655)	0.238500 (0.04285)		
D(LICRRCN)	-0.163198 (0.05758)	-0.164624 (0.05865)	0.213762 (0.03776)		
D(LICRRN)	-0.179929 (0.07322)	-0.023231 (0.07458)	0.162254 (0.04802)		
D(LICRRS)	-0.095032 (0.06441)	0.053107 (0.06561)	0.106715 (0.04224)		
D(LTIREAL)	-3.822466 (0.94674)	1.147867 (0.96433)	2.241594 (0.62091)		
4 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2156.742					
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS	LTIREAL	C
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.323933 (0.11626)	-5.450707 (0.20275)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.298672 (0.11880)	-5.444518 (0.20718)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.260707 (0.10975)	-5.303926 (0.19139)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.238845 (0.10546)	-5.310422 (0.18392)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(LICRRC)	-0.290477 (0.06534)	0.078218 (0.06966)	0.210987 (0.04989)	0.004639 (0.05550)	
D(LICRRCN)	-0.161345 (0.05781)	-0.158188 (0.06164)	0.206024 (0.04415)	0.137058 (0.04911)	
D(LICRRN)	-0.165056 (0.07219)	0.028430 (0.07696)	0.100142 (0.05512)	0.030472 (0.06132)	
D(LICRRS)	-0.093527 (0.06468)	0.058337 (0.06896)	0.100426 (0.04939)	-0.073366 (0.05495)	
D(LTIREAL)	-3.877766 (0.94958)	0.955787 (1.01240)	2.472534 (0.72511)	0.729087 (0.80662)	

PRUEBA DE LA TRAZA: PRUEBA DE COINTEGRACION DE JOHANSEN

(modelo 4)

Date: 08/07/14 Time: 00:18

Sample (adjusted): 2003M04 2014M01

Included observations: 130 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)

Series: LICRRC LICRRCN LICRRN LICRRS LTIREAL

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.318387	95.10591	88.80380	0.0162
At most 1	0.131167	45.27770	63.87610	0.6342
At most 2	0.092767	26.99910	42.91525	0.6811
At most 3	0.061667	14.34278	25.87211	0.6292
At most 4	0.045606	6.068269	12.51798	0.4517

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.318387	49.82821	38.33101	0.0016
At most 1	0.131167	18.27861	32.11832	0.7814
At most 2	0.092767	12.65631	25.82321	0.8290
At most 3	0.061667	8.274516	19.38704	0.7963
At most 4	0.045606	6.068269	12.51798	0.4517

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):

LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS	LTIREAL	@TREND(03M02)
-126.7596	-16.28984	109.8728	18.87078	-4.008994	0.070991
-53.82436	132.4188	-9.377350	-79.79968	0.809448	0.001211
-22.59259	-34.42726	50.54009	-53.08833	5.351645	0.180858
-83.59414	-21.90634	31.56108	41.74053	0.808598	0.127353
-30.58580	-23.00663	36.41170	40.33279	1.243207	-0.011350

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LICRRC)	0.002946	0.000660	0.000368	0.000637	-0.000318
D(LICRRCN)	0.002543	-0.001191	0.000311	4.70E-05	-0.000226
D(LICRRN)	0.001869	-2.75E-05	-0.000159	0.000339	-0.001219
D(LICRRS)	0.001626	0.000317	0.001104	-0.000765	-0.000476
D(LTIREAL)	0.024623	0.006502	-0.019264	-0.010293	0.001332

1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	2144.159			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)						
LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS	LTIREAL	@TREND(03M02)	
1.000000	0.128510 (0.14932)	-0.866781 (0.07696)	-0.148871 (0.11787)	0.031627 (0.00709)	-0.000560 (0.00020)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)						
D(LICRRC)	-0.373425 (0.06482)					
D(LICRRCN)	-0.322306 (0.05921)					
D(LICRRN)	-0.236914 (0.07424)					
D(LICRRS)	-0.206069 (0.06666)					
D(LTIREAL)	-3.121257 (0.98171)					

2 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	2153.299			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)						
LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS	LTIREAL	@TREND(03M02)	
1.000000	0.000000	-0.815103 (0.04783)	-0.067881 (0.08492)	0.029310 (0.00689)	-0.000533 (0.00017)	
0.000000	1.000000	-0.402131 (0.08098)	-0.630223 (0.14376)	0.018027 (0.01166)	-0.000208 (0.00029)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)						
D(LICRRC)	-0.408950 (0.06994)	0.039411 (0.06776)				
D(LICRRCN)	-0.258219 (0.06261)	-0.199088 (0.06066)				
D(LICRRN)	-0.235435 (0.08066)	-0.034085 (0.07814)				
D(LICRRS)	-0.223156 (0.07232)	0.015556 (0.07006)				
D(LTIREAL)	-3.471216 (1.06349)	0.459858 (1.03031)				

3 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	2159.627			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)						
LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS	LTIREAL	@TREND(03M02)	
1.000000	0.000000	0.000000	-3.470830 (0.83327)	0.325131 (0.08842)	0.006675 (0.00217)	
0.000000	1.000000	0.000000	-2.309069 (0.44297)	0.163970 (0.04700)	0.003349 (0.00115)	
0.000000	0.000000	1.000000	-4.174869 (1.01254)	0.362924 (0.10744)	0.008843 (0.00263)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)						
D(LICRRC)	-0.417264 (0.07072)	0.026743 (0.06983)	0.336086 (0.06147)			
D(LICRRCN)	-0.265238	-0.209784	0.306236			

	(0.06333)	(0.06252)	(0.05504)		
D(LICRRN)	-0.231847	-0.028617	0.197584		
	(0.08171)	(0.08067)	(0.07102)		
D(LICRRS)	-0.248098	-0.022452	0.231436		
	(0.07196)	(0.07105)	(0.06255)		
D(LTIREAL)	-3.035994	1.123062	1.670875		
	(1.05009)	(1.03679)	(0.91275)		
<hr/>					
4 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	2163.764		
<hr/>					
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS	LTIREAL	@TREND(03M02)
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.092591	-0.003279
				(0.03683)	(0.00031)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-0.113932	-0.003274
				(0.02941)	(0.00024)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-0.139530	-0.003130
				(0.04497)	(0.00037)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-0.120352	-0.002868
				(0.02337)	(0.00019)
<hr/>					
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(LICRRC)	-0.470553	0.012778	0.356205	0.009996	
	(0.08191)	(0.07025)	(0.06311)	(0.05349)	
D(LICRRCN)	-0.269169	-0.210814	0.307721	0.128467	
	(0.07381)	(0.06331)	(0.05687)	(0.04820)	
D(LICRRN)	-0.260200	-0.036048	0.208289	0.060051	
	(0.09512)	(0.08158)	(0.07329)	(0.06211)	
D(LICRRS)	-0.184170	-0.005700	0.207300	-0.085187	
	(0.08312)	(0.07129)	(0.06405)	(0.05428)	
D(LTIREAL)	-2.175552	1.348546	1.346014	0.538866	
	(1.21472)	(1.04180)	(0.93594)	(0.79323)	
<hr/>					

IV.7 ESTIMACIÓN DEL MODELO VEC

Las pruebas de raíces unitarias sobre las series de tiempo nos muestran que todas las series utilizadas en este estudio son no estacionarias e integradas de orden 1 (I (1)). Por otra parte, la prueba de cointegración de Johansen revela que disponemos de una relación de cointegración, lo que nos permite, por tanto, estimar el modelo de corrección de error (MCE) por el método de máxima verosimilitud que, a priori, es susceptible de producir estimaciones asintóticas óptimas (Johansen 1988).

Del mismo modo, para estimar nuestro modelo VEC, debemos especificar las siguientes especificaciones:

- ❖ presencia de constante en la relación de cointegración pero no en el modelo de corrección de errores (MCE)
- ❖ presencia de constante en la relación de cointegración y el modelo de corrección de errores (MCE)

Tenga en cuenta también que el número de retardos que se añadirán al modelo es igual a 1, es decir, debemos colocar (1 1) en la ventana *Lag Interval* del *software Eviews* para estimar el modelo de corrección de errores porque las variables se expresan en primera diferencia y porque hemos encontrado que el número óptimo de rezagos en nuestra $VAR(p)$ que minimiza el criterio de información de *Akaike* fue igual a 1. Sin olvidar, por último, poner el número 1 relativo a la relación de cointegración que encontramos anteriormente.

Presentamos los resultados (en la siguiente salida de Eviews) para las dos especificaciones anteriormente mencionadas, a partir de los resultados, elegimos trabajar con los 2 modelos (vec2 y vec3).

ESTIMACION DEL MODELO VECTORIAL CON CORRECCION DE ERROR(modelo(vec) 2). CTE. EN LA RELACION DE COINTEGRACIÓN Y NO EN MODELO VECM

Vector Error Correction Estimates Date: 08/07/14 Time: 01:16 Sample (adjusted): 2003M04 2014M01 Included observations: 130 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegrating Eq:	CointEq1
LICRRC(-1)	1.000000
LICRRCN(-1)	0.220204 (0.21829) [1.00879]
LICRRN(-1)	-0.978750 (0.11453) [-8.54565]
LICRRS(-1)	-0.322293 (0.18797) [-1.71456]
LTIREAL(-1)	0.057556 (0.00791) [7.27684]

C	0.253117 (0.19301) [1.31143]				
Error Correction:	D(LICRRC)	D(LICRRCN)	D(LICRRN)	D(LICRRS)	D(LTIREAL)
CointEq1	-0.221595 (0.03357) [-6.60181]	-0.239133 (0.02972) [-8.04485]	-0.151328 (0.03721) [-4.06690]	-0.172988 (0.03369) [-5.13419]	-0.844284 (0.50626) [-1.66770]
D(LICRRC(-1))	-0.079147 (0.11403) [-0.69410]	0.123645 (0.10098) [1.22445]	0.093960 (0.12641) [0.74332]	0.096955 (0.11446) [0.84706]	-0.190163 (1.71982) [-0.11057]
D(LICRRCN(-1))	-0.071766 (0.11142) [-0.64408]	-0.286487 (0.09867) [-2.90336]	0.059666 (0.12352) [0.48305]	0.053163 (0.11185) [0.47531]	-1.256070 (1.68055) [-0.74742]
D(LICRRN(-1))	-0.064830 (0.11023) [-0.58815]	0.008353 (0.09761) [0.08557]	-0.041407 (0.12219) [-0.33887]	-0.149855 (0.11064) [-1.35438]	-0.514505 (1.66248) [-0.30948]
D(LICRRS(-1))	-0.046264 (0.09723) [-0.47582]	-0.221007 (0.08610) [-2.56673]	-0.142505 (0.10779) [-1.32212]	-0.316954 (0.09760) [-3.24750]	0.378304 (1.46647) [0.25797]
D(LTIREAL(-1))	0.004634 (0.00608) [0.76248]	0.009487 (0.00538) [1.76255]	0.001020 (0.00674) [0.15143]	0.011176 (0.00610) [1.83169]	0.007225 (0.09167) [0.07881]
R-squared	0.168980	0.265103	0.086860	0.126441	0.015036
Adj. R-squared	0.135471	0.235470	0.050040	0.091216	-0.024680
Sum sq. resids	0.004521	0.003546	0.005556	0.004556	1.028470
S.E. equation	0.006038	0.005347	0.006694	0.006061	0.091072
F-statistic	5.042829	8.946222	2.359027	3.589598	0.378585
Log likelihood	482.8627	498.6602	469.4646	482.3698	130.1030
Akaike AIC	-7.336349	-7.579388	-7.130225	-7.328766	-1.909277
Schwarz SC	-7.204002	-7.447040	-6.997877	-7.196418	-1.776930
Mean dependent	0.002556	0.002672	0.002155	0.002212	-0.009367
S.D. dependent	0.006494	0.006116	0.006868	0.006358	0.089969
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.78E-21			
Determinant resid covariance		3.77E-21			
Log likelihood		2134.386			
Akaike information criterion		-32.28286			
Schwarz criterion		-31.48878			

ESTIMACION DEL MODELO VECTORIAL CON CORRECCION DE ERROR(modelo
(vec) 3). CTE. EN LA RELACION DE COINTEGRACIÓN Y EN EL MODELO VECM

Vector Error Correction Estimates

Date: 08/07/14 Time: 01:18

Sample (adjusted): 2003M04 2014M01

Included observations: 130 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1				
LICRRC(-1)	1.000000				
LICRRCN(-1)	0.030267 (0.17336) [0.17459]				
LICRRN(-1)	-0.847533 (0.09096) [-9.31759]				
LICRRS(-1)	-0.253082 (0.14929) [-1.69526]				
LTIREAL(-1)	0.051759 (0.00628) [8.23970]				
C	0.232860				
Error Correction:	D(LICRRC)	D(LICRRCN)	D(LICRRN)	D(LICRRS)	D(LTIREAL)
CointEq1	-0.266658 (0.05388) [-4.94953]	-0.238936 (0.04873) [-4.90344]	-0.179353 (0.06027) [-2.97598]	-0.140957 (0.05443) [-2.58948]	-3.078936 (0.77677) [-3.96378]
D(LICRRC(-1))	-0.061546 (0.11711) [-0.52553]	0.113056 (0.10592) [1.06733]	0.105548 (0.13101) [0.80568]	0.064047 (0.11833) [0.54126]	1.444554 (1.68851) [0.85552]
D(LICRRCN(-1))	-0.096573 (0.11139) [-0.86700]	-0.304356 (0.10075) [-3.02105]	0.044929 (0.12460) [0.36058]	0.037873 (0.11254) [0.33652]	-1.288449 (1.60596) [-0.80229]
D(LICRRN(-1))	-0.073027 (0.11327) [-0.64472]	0.038315 (0.10245) [0.37399]	-0.044636 (0.12671) [-0.35228]	-0.103717 (0.11444) [-0.90626]	-2.138160 (1.63310) [-1.30926]
D(LICRRS(-1))	-0.038971 (0.09646) [-0.40400]	-0.210829 (0.08725) [-2.41648]	-0.136446 (0.10791) [-1.26450]	-0.312640 (0.09746) [-3.20778]	0.552803 (1.39078) [0.39748]
D(LTIREAL(-1))	0.004950 (0.00604) [0.81924]	0.009292 (0.00546) [1.70042]	0.001135 (0.00676) [0.16789]	0.011025 (0.00610) [1.80602]	0.012817 (0.08711) [0.14713]
C	0.003252 (0.00060)	0.003632 (0.00054)	0.002176 (0.00067)	0.002956 (0.00060)	-0.006111 (0.00862)

	[5.43775]	[6.71496]	[3.25266]	[4.89215]	[-0.70880]
R-squared	0.186200	0.249309	0.089460	0.133293	0.118588
Adj. R-squared	0.146502	0.212690	0.045044	0.091015	0.075592
Sum sq. resids	0.004427	0.003622	0.005540	0.004520	0.920344
S.E. equation	0.006000	0.005426	0.006711	0.006062	0.086501
F-statistic	4.690461	6.808169	2.014117	3.152757	2.758136
Log likelihood	484.2238	497.2781	469.6500	482.8817	137.3232
Akaike AIC	-7.341904	-7.542739	-7.117692	-7.321257	-2.004973
Schwarz SC	-7.187499	-7.388334	-6.963287	-7.166851	-1.850567
Mean dependent	0.002556	0.002672	0.002155	0.002212	-0.009367
S.D. dependent	0.006494	0.006116	0.006868	0.006358	0.089969
Determinant resid covariance (dof adj.)	4.42E-21				
Determinant resid covariance	3.35E-21				
Log likelihood	2142.118				
Akaike information criterion	-32.34028				
Schwarz criterion	-31.45796				

IV.8 VALIDACIÓN DEL MODELO VEC.

Para validar nuestros modelos VEC, hay que comprobar si los residuos de las ecuaciones correspondientes a las 5 variables en cada uno (vec2 y vec3) son ruido blanco. Esto se lleva a cabo utilizando la Q-estadístico de Ljung-Box, que es la única estadística proporcionada por Eviews.

Donde n es el número de observaciones y se refiere a la autocorrelación empírica de orden k .

La estadística Q sigue asintóticamente a la ley h grados de libertad, y a menudo se la prefiere a la de Box-Pierce, debido a que sus propiedades asintóticas son superiores.

Los resultados de esta estadística se encuentran en la siguiente salida de Eviews, que muestra que hasta un retraso de $h=14$, las estadísticas confirman la ausencia de autocorrelación para todas las series de las vec's.

Esto es suficiente para nosotros, porque hemos demostrado que nuestro modelo VEC no puede contener más que un retardo, y eso, basándose sobre el criterio de información de Akaike que admite un retardo óptimo de $h = 1$ en nuestro VAR (p) de base.

Por último, los modelos VAR en general y los modelos VEC en particular que son modelos VAR restringidos, muy a menudo se analizan mediante sus dinámicas, y eso, vía el análisis de los choques o las llamadas funciones de impulsos-respuestas y el análisis de descomposición de la varianza.

Validación del modelo VEC(2)

CORRELOGRAMA DE LOS RESIDUOS DE LAS 5 ECUACIONES

RESID ICRRC

Date: 08/07/14 Time: 16:42

Sample: 2003M01 2014M12

Included observations: 130

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.001	0.001	0.0002	0.989
. .	. .	2 -0.044	-0.044	0.2569	0.879
. .	. .	3 0.012	0.012	0.2750	0.965
. .	. .	4 0.071	0.069	0.9590	0.916
. *	. *	5 0.083	0.085	1.9098	0.861
* .	* .	6 -0.098	-0.093	3.2308	0.779
. *	. *	7 0.090	0.098	4.3729	0.736
. .	. .	8 0.035	0.020	4.5467	0.805
. .	. .	9 0.007	0.005	4.5532	0.871
. .	. .	10 -0.010	-0.004	4.5675	0.918
. *	. *	11 0.141	0.149	7.4286	0.763
* .	* .	12 -0.088	-0.127	8.5446	0.741
* .	. .	13 -0.090	-0.065	9.7204	0.717
. *	. *	14 0.098	0.093	11.136	0.675
* .	* .	15 -0.079	-0.116	12.064	0.674

RESID ICRRCN

Date: 08/07/14 Time: 16:44

Sample: 2003M01 2014M12

Included observations: 130

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.036	0.036	0.1694	0.681
. .	. .	2 0.041	0.040	0.3951	0.821
* .	* .	3 -0.078	-0.081	1.2232	0.747
* .	* .	4 -0.096	-0.093	2.4745	0.649
* .	* .	5 -0.095	-0.084	3.7227	0.590
* .	* .	6 -0.160	-0.157	7.2687	0.297
. *	. *	7 0.105	0.109	8.8149	0.266
. *	. *	8 0.086	0.075	9.8493	0.276
. .	. .	9 0.073	0.023	10.602	0.304
. .	* .	10 -0.057	-0.089	11.063	0.353
. .	. .	11 0.032	0.034	11.213	0.426
* .	* .	12 -0.123	-0.114	13.424	0.339
* .	* .	13 -0.189	-0.154	18.637	0.135
. *	. *	14 0.087	0.133	19.769	0.138
. .	* .	15 -0.059	-0.080	20.281	0.161

RESID ICRRN

Date: 08/07/14 Time: 16:45

Sample: 2003M01 2014M12

Included observations: 130

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.016	-0.016	0.0358	0.850
. .	. .	2 0.024	0.024	0.1158	0.944
. *	. *	3 0.201	0.202	5.5668	0.135
. *	. *	4 0.088	0.099	6.6162	0.158
. .	. .	5 0.069	0.067	7.2649	0.202
. .	. .	6 0.026	-0.015	7.3565	0.289
. .	* .	7 -0.023	-0.067	7.4307	0.385
* .	* .	8 -0.068	-0.115	8.0794	0.426
. .	. .	9 0.066	0.046	8.6893	0.466
. .	. .	10 -0.031	-0.011	8.8281	0.548
. .	. .	11 0.001	0.046	8.8282	0.638
* .	** .	12 -0.199	-0.210	14.573	0.266
. .	. .	13 -0.003	-0.010	14.574	0.335
. *	. *	14 0.160	0.171	18.353	0.191
** .	* .	15 -0.243	-0.173	27.159	0.027

RESID ICRRS

Date: 08/07/14 Time: 16:47

Sample: 2003M01 2014M12

Included observations: 130

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.063	-0.063	0.5239	0.469
* .	* .	2 -0.147	-0.152	3.4346	0.180
. .	. .	3 0.034	0.014	3.5862	0.310
. .	. .	4 -0.028	-0.048	3.6905	0.450
. *	. *	5 0.107	0.112	5.2663	0.384
. .	. .	6 -0.047	-0.046	5.5657	0.474
* .	* .	7 -0.124	-0.098	7.6989	0.360
. .	. .	8 -0.010	-0.048	7.7139	0.462
. *	. .	9 0.087	0.064	8.7873	0.457
. .	. .	10 -0.048	-0.057	9.1181	0.521
. .	. .	11 0.014	0.036	9.1463	0.608
. .	. .	12 -0.023	-0.025	9.2253	0.684
. .	. .	13 -0.020	-0.012	9.2826	0.751
. .	. .	14 0.021	-0.025	9.3501	0.808
. .	. .	15 -0.062	-0.054	9.9263	0.824

RESID TIREAL

Date: 08/07/14 Time: 16:48

Sample: 2003M01 2014M12

Included observations: 130

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.046	-0.046	0.2832	0.595
. *	. *	2 0.127	0.125	2.4564	0.293
. .	. .	3 -0.003	0.008	2.4576	0.483
. .	. .	4 -0.008	-0.024	2.4654	0.651
. .	. .	5 0.037	0.036	2.6527	0.753
** .	** .	6 -0.250	-0.247	11.271	0.080
. .	* .	7 -0.034	-0.066	11.432	0.121
. *	. *	8 0.078	0.149	12.296	0.138
. .	. .	9 -0.027	-0.006	12.402	0.192
. .	* .	10 -0.037	-0.079	12.594	0.247
* .	* .	11 -0.112	-0.103	14.394	0.212
. *	. *	12 0.173	0.136	18.769	0.094
. .	. .	13 0.009	0.026	18.781	0.130
. .	. .	14 0.012	0.022	18.801	0.173
. .	. .	15 0.006	0.006	18.807	0.223

Validación del modelo VEC(3)

CORRELOGRAMA DE LOS RESIDUOS DE LAS 5 ECUACIONES

RESID ICRRC

Date: 08/07/14 Time: 04:36

Sample: 2003M01 2014M12

Included observations: 130

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.001	0.001	6.E-05	0.994
. .	. .	2 -0.046	-0.046	0.2885	0.866
. .	. .	3 0.002	0.002	0.2889	0.962
. .	. .	4 0.060	0.058	0.7838	0.941
. *	. *	5 0.077	0.078	1.6014	0.901
* .	* .	6 -0.099	-0.094	2.9515	0.815
. *	. *	7 0.086	0.094	3.9720	0.783
. .	. .	8 0.034	0.021	4.1301	0.845
. .	. .	9 0.003	0.002	4.1318	0.903
. .	. .	10 -0.011	-0.004	4.1496	0.940
. *	. *	11 0.140	0.150	6.9925	0.800

* .	* .	12	-0.090	-0.127	8.1724	0.772
* .	. .	13	-0.086	-0.060	9.2609	0.753
. *	. *	14	0.097	0.096	10.664	0.712
* .	* .	15	-0.085	-0.122	11.739	0.699

RESID ICRRCN

Date: 08/07/14 Time: 04:43
Sample: 2003M01 2014M12
Included observations: 130

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .		. .		1	0.043	0.043	0.2443	0.621
. .		. .		2	0.050	0.049	0.5854	0.746
* .		* .		3	-0.066	-0.070	1.1677	0.761
* .		* .		4	-0.082	-0.079	2.0822	0.721
* .		* .		5	-0.079	-0.066	2.9377	0.710
* .		* .		6	-0.141	-0.135	5.7011	0.457
. *		. *		7	0.127	0.137	7.9350	0.338
. *		. *		8	0.105	0.099	9.4785	0.304
. *		. .		9	0.086	0.040	10.527	0.310
. .		* .		10	-0.039	-0.067	10.740	0.378
. .		. .		11	0.042	0.051	10.995	0.444
* .		* .		12	-0.114	-0.100	12.895	0.377
* .		* .		13	-0.186	-0.143	17.947	0.160
. *		. *		14	0.085	0.139	19.022	0.164
. .		* .		15	-0.055	-0.069	19.471	0.193

RESID ICRRN

Date: 08/07/14 Time: 04:45
Sample: 2003M01 2014M12
Included observations: 130

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .		. .		1	-0.014	-0.014	0.0268	0.870
. .		. .		2	0.026	0.025	0.1144	0.944
. *		. *		3	0.197	0.198	5.3507	0.148
. *		. *		4	0.084	0.094	6.3157	0.177
. .		. .		5	0.067	0.065	6.9354	0.225
. .		. .		6	0.025	-0.014	7.0251	0.319
. .		. .		7	-0.023	-0.064	7.0985	0.419
* .		* .		8	-0.068	-0.112	7.7524	0.458
. .		. .		9	0.068	0.050	8.4010	0.494
. .		. .		10	-0.024	-0.004	8.4837	0.582
. .		. .		11	0.005	0.049	8.4869	0.669
* .		** .		12	-0.196	-0.209	14.085	0.295
. .		. .		13	-0.001	-0.010	14.085	0.368
. *		. *		14	0.163	0.171	17.995	0.207

** .	* .	15	-0.239	-0.174	26.502	0.033
------	-----	----	--------	--------	--------	-------

RESID ICRRS

Date: 08/07/14 Time: 04:47

Sample: 2003M01 2014M12

Included observations: 130

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .		. .		1	-0.048	-0.048	0.3125	0.576
* .		* .		2	-0.126	-0.129	2.4528	0.293
. .		. .		3	0.047	0.034	2.7474	0.432
. .		. .		4	-0.027	-0.039	2.8432	0.584
. *		. *		5	0.111	0.121	4.5371	0.475
. .		. .		6	-0.033	-0.034	4.6893	0.584
* .		* .		7	-0.099	-0.071	6.0439	0.535
. .		. .		8	0.017	-0.011	6.0837	0.638
. *		. *		9	0.106	0.098	7.6660	0.568
. .		. .		10	-0.026	-0.025	7.7647	0.652
. .		. .		11	0.036	0.065	7.9522	0.718
. .		. .		12	-0.006	-0.002	7.9572	0.788
. .		. .		13	-0.017	-0.002	7.9999	0.844
. .		. .		14	0.031	-0.006	8.1458	0.882
. .		. .		15	-0.045	-0.031	8.4489	0.905

RESID TIREAL

Date: 08/07/14 Time: 04:48

Sample: 2003M01 2014M12

Included observations: 130

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .		. .		1	-0.032	-0.032	0.1398	0.709
. *		. *		2	0.130	0.129	2.4106	0.300
. .		. .		3	-0.004	0.004	2.4125	0.491
. .		. .		4	-0.022	-0.040	2.4797	0.648
. .		. .		5	0.023	0.022	2.5520	0.769
** .		** .		6	-0.248	-0.244	11.072	0.086
. .		. .		7	-0.033	-0.056	11.227	0.129
. *		. *		8	0.093	0.166	12.434	0.133
. .		. .		9	-0.019	0.000	12.483	0.187
. .		. .		10	0.002	-0.049	12.483	0.254
* .		* .		11	-0.086	-0.082	13.558	0.258
. *		. *		12	0.179	0.138	18.213	0.109
. .		. .		13	0.008	0.018	18.224	0.149
. .		. .		14	-0.003	0.010	18.225	0.197
. .		. .		15	-0.017	-0.019	18.267	0.249

IV.9 LAS FUNCIONES DE RESPUESTAS-IMPULSOS

En este apartado, vamos a estudiar el impacto de la innovación de una de las variables (y_{it}) sobre el sistema de N variables.

La idea general del análisis de las funciones de respuestas-impulsos es de resumir la información sobre la evolución de un componente (y_{jt}) después de un impulso sobre (y_{it}) en el tiempo $t=0$, al suponer que todas las otras variables son constantes para t .

Dicho lo anterior, en este estudio, utilizamos las funciones de respuestas impulsos para investigar y examinar principalmente el impacto de un shock positivo en la política monetaria sobre nuestro modelo de corrección de errores (vec2). Estas funciones, nos permitirá, pues, poner de relieve la naturaleza de los efectos de los diferentes choques de política monetaria sobre las otras variables. Consideramos que la magnitud del choque es igual a una desviación estándar y nos interesamos en los efectos del choque sobre 12 y 24 periodos (en nuestro caso, un período equivalente a un mes, debido a que nuestros datos son mensuales).

Podemos observar en la siguiente salida (VEC2), que un shock positivo en la variable de la política monetaria significa un choque monetario restrictivo y genera, de manera general, un efecto negativo en las economías regionales, es decir en los índices coincidentes regionales. Sin embargo, individualmente, apreciamos efectos diferenciales entre las regiones.

Por ejemplo, un shock positivo en la variable de la política monetaria:

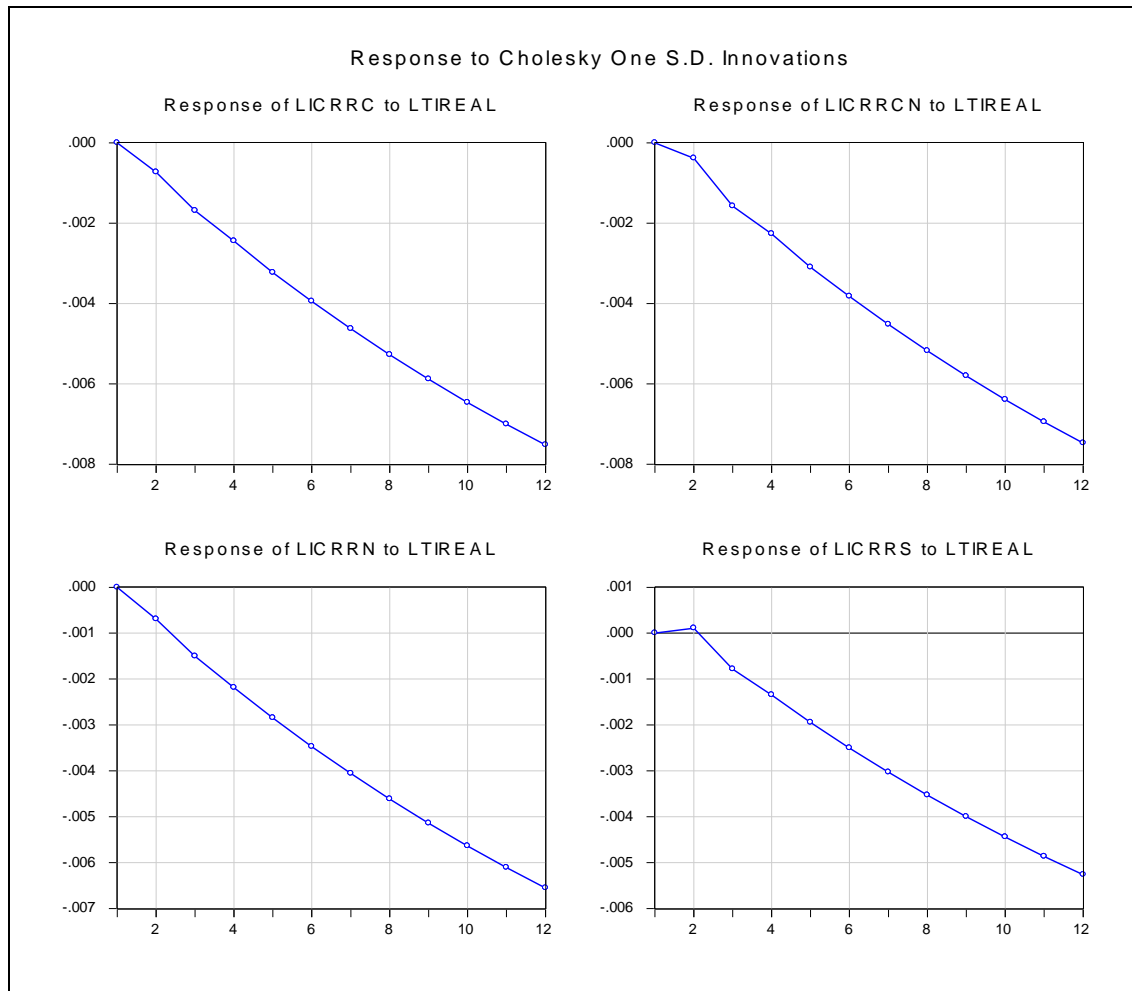
- ❖ Tendrá un efecto negativo sobre el LICRRC y el LICRRCN desde el primer mes después del choque, para después disminuir hasta el vigésimo cuarto mes. Cabe resaltar que la caída en el índice coincidente es mucho mayor en el caso de la región centro. Esto nos permite concluir que un impacto positivo en la tasa de interés real, tendrá un efecto negativo sobre los índices coincidentes de la región centro y centro norte en el corto y mediano plazo. Ahora al comparar dicha caída entre las 2 regiones, podemos apreciar que es mayor en la región centro del país.
- ❖ Tendrá un efecto negativo sobre el LICRRN desde el primer mes después del choque, para después disminuir hasta el vigésimo cuarto mes. Esto nos permite afirmar que un impacto positivo en la tasa de interés real, tendrá un efecto negativo sobre el índice coincidente de la región centro norte del país en el corto y mediano plazo. Ahora al

comparar dicha caída entre los índices coincidentes de las regiones centro y CENTRO norte, podemos apreciar que es mucho menor en la región norte del país.

- ❖ Tendrá inmediatamente después del choque un efecto positivo sobre el LICRRCS desde el primer mes hasta el segundo mes, para después disminuir hasta el vigésimo cuarto mes. Cabe resaltar que la caída observada (después del segundo mes) es mucho menor en comparación a los 3 casos anteriores (LIRRC, LIRRCN y LICRRN).

VEC2

GRÁFICAS: FUNCIONES DE RESPUESTAS IMPULSIONALES PERIODO DE 12 MESES DESPUES DEL CHOQUE



GRÁFICAS: FUNCIONES DE RESPUESTAS IMPULSIONALES

PERIODO DE 24 MESES DESPUES DEL CHOQUE

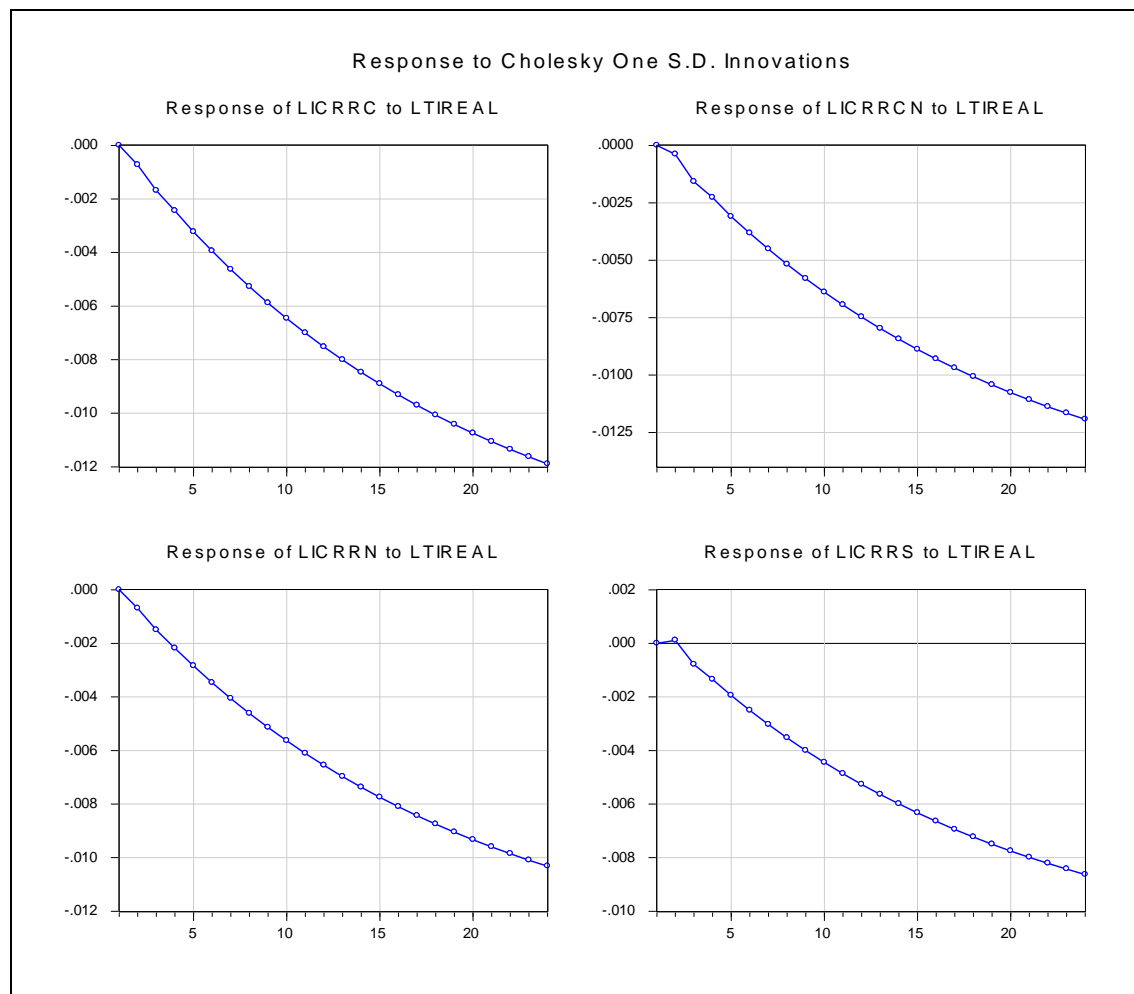


TABLA: FUNCIONES DE RESPUESTAS IMPULSIONALES
PERIODO DE 24 MESES DESPUES DEL CHOQUE

Period	LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS
1	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	-0.000733	-0.000386	-0.000694	0.000110
3	-0.001690	-0.001581	-0.001505	-0.000786
4	-0.002444	-0.002270	-0.002188	-0.001348
5	-0.003232	-0.003099	-0.002847	-0.001947
6	-0.003947	-0.003822	-0.003472	-0.002506
7	-0.004632	-0.004523	-0.004059	-0.003031
8	-0.005277	-0.005182	-0.004617	-0.003530
9	-0.005888	-0.005805	-0.005143	-0.004000
10	-0.006465	-0.006394	-0.005640	-0.004445
11	-0.007010	-0.006951	-0.006110	-0.004866
12	-0.007525	-0.007477	-0.006554	-0.005263
13	-0.008012	-0.007974	-0.006974	-0.005639
14	-0.008473	-0.008444	-0.007371	-0.005994
15	-0.008908	-0.008888	-0.007746	-0.006330
16	-0.009319	-0.009308	-0.008101	-0.006647
17	-0.009708	-0.009705	-0.008436	-0.006947
18	-0.010075	-0.010080	-0.008753	-0.007230
19	-0.010423	-0.010435	-0.009052	-0.007498
20	-0.010751	-0.010770	-0.009335	-0.007751
21	-0.011061	-0.011086	-0.009603	-0.007990
22	-0.011355	-0.011386	-0.009856	-0.008217
23	-0.011632	-0.011669	-0.010095	-0.008430
24	-0.011894	-0.011936	-0.010320	-0.008632

A la luz de esos resultados, podemos argüir que -en términos generales- un shock positivo en la variable de la política monetaria -que significa un choque monetario restrictivo- genera, un efecto negativo en los índices coincidentes de las regiones del país.

IV.10 DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA

A continuación, enriqueceremos y mejoraremos el análisis sobre las funciones de respuestas impulsionales, mediante el análisis de la descomposición de la varianza del error de predicción.

Para ello, calcularemos la proporción de cada choque a la varianza del error. De manera general, escribimos la varianza del error de predicción para un horizonte h (aquí h es de 1 a 12 meses) en función de la varianza del error asignada a cada una de las variables. En seguida, se realiza la relación entre cada una de esas varianzas y la varianza total para obtener en porcentaje su peso relativo.

En la siguiente salida de Eviews, reportamos los resultados empíricos de la prueba del análisis de descomposición de la varianza para un período de doce meses, de allí podemos descalcar las siguientes conclusiones:

- ❖ La varianza del error de predicción del índice coincidente de la región centro (LICRRC) se debe en 34.96% a sus propias innovaciones y en un 35.01% de las del Tipo de Interés Real (LTIREAL).
- ❖ La varianza del error de predicción del índice coincidente de la región centro norte (LICRRCN) se debe en 36.08% a sus propias innovaciones y en un 30.94% de las del Tipo de Interés Real (LTIREAL).
- ❖ La varianza del error de predicción del índice coincidente de la región norte (LICRRN) se debe en 61.63% a sus propias innovaciones y en un 16.12% de las del Tipo de Interés Real (LTIREAL).
- ❖ La varianza del error de predicción del índice coincidente de la región sur (LICRRS) se debe en 48.28% a sus propias innovaciones y en un 19.23% de las del Tipo de Interés Real (LTIREAL).

Grosso modo, podemos concluir que un shock positivo en la variable de la política monetaria tiene un mayor impacto en los índices coincidentes de las regiones centro y centro norte, 35.01 y 30.94%, respectivamente. En el caso de las regiones sur y norte los impactos son menores.

MODELO VEC2

DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA: HORIZONTE DE 12 MESES

Variance Decomposition of LICRRC:						
Period	S.E.	LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS	LTIREAL
1	0.006038	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.007675	98.06791	0.129737	0.830730	0.059216	0.912410
3	0.009336	92.68578	0.179783	2.851792	0.388228	3.894416
4	0.010961	85.58245	0.319844	5.704732	0.595022	7.797958
5	0.012694	77.30083	0.602258	8.936268	0.864760	12.29588
6	0.014533	69.05983	0.945774	12.14349	1.095753	16.75515
7	0.016489	61.34795	1.309876	15.12926	1.304389	20.90853
8	0.018550	54.44893	1.667901	17.78885	1.481502	24.61282
9	0.020706	48.42217	2.002976	20.10485	1.630243	27.83976
10	0.022943	43.22652	2.308963	22.09535	1.754033	30.61514
11	0.025248	38.77427	2.583994	23.79662	1.856721	32.98840
12	0.027610	34.96484	2.829263	25.24874	1.942024	35.01513
13	0.030017	31.70134	3.047164	26.49003	2.013093	36.74838
14	0.032461	28.89718	3.240573	27.55442	2.072578	38.23525
15	0.034934	26.47811	3.412382	28.47088	2.122629	39.51600
16	0.037428	24.38176	3.565295	29.26365	2.164978	40.62431
17	0.039938	22.55637	3.701742	29.95279	2.201018	41.58808
18	0.042457	20.95917	3.823857	30.55481	2.231862	42.43030
19	0.044982	19.55490	3.933489	31.08330	2.258408	43.16990
20	0.047508	18.31447	4.032232	31.54945	2.281377	43.82246
21	0.050032	17.21381	4.121455	31.96251	2.301354	44.40087
22	0.052550	16.23294	4.202329	32.33012	2.318814	44.91579
23	0.055061	15.35522	4.275862	32.65867	2.334146	45.37610
24	0.057561	14.56674	4.342916	32.95345	2.347669	45.78923
Variance Decomposition of LICRRCN:						
Period	S.E.	LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS	LTIREAL
1	0.005347	22.91292	77.08708	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.006630	21.46089	74.18620	2.730803	1.282908	0.339198
3	0.008399	18.48167	70.52202	6.434657	0.804821	3.756828
4	0.010161	15.69269	65.81872	10.38100	0.552379	7.555208
5	0.012121	13.10240	60.46768	14.15928	0.422235	11.84841
6	0.014219	10.95247	55.46159	17.38304	0.365752	15.83715
7	0.016446	9.201491	50.93609	20.09475	0.366577	19.40110
8	0.018784	7.796764	47.00025	22.32104	0.397317	22.48463
9	0.021211	6.669783	43.61228	24.15052	0.444239	25.12318
10	0.023712	5.761555	40.71002	25.65600	0.498814	27.37362
11	0.026273	5.024111	38.22143	26.90297	0.555763	29.29573
12	0.028882	4.420089	36.08021	27.94346	0.612276	30.94397
13	0.031528	3.920831	34.22904	28.81868	0.666737	32.36471
14	0.034202	3.504426	32.61993	29.56088	0.718358	33.59641
15	0.036897	3.154096	31.21335	30.19523	0.766798	34.67052
16	0.039606	2.856918	29.97697	30.74148	0.811984	35.61265
17	0.042324	2.602871	28.88432	31.21519	0.853989	36.44363
18	0.045046	2.384121	27.91373	31.62870	0.892970	37.18048
19	0.047767	2.194490	27.04737	31.99189	0.929119	37.83713
20	0.050484	2.029071	26.27051	32.31271	0.962643	38.42506

21	0.053193	1.883930	25.57094	32.59761	0.993749	38.95377
22	0.055893	1.755888	24.93845	32.85185	1.022635	39.43118
23	0.058581	1.642361	24.36446	33.07977	1.049488	39.86392
24	0.061254	1.541229	23.84174	33.28498	1.074482	40.25757
Variance Decomposition of LICRRN:						
Period	S.E.	LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS	LTIREAL
1	0.006694	39.69530	4.527553	55.77714	0.000000	0.000000
2	0.009738	37.21266	4.813631	57.24390	0.221477	0.508333
3	0.012446	33.74204	5.089193	59.25198	0.144222	1.772560
4	0.015018	30.60777	5.446322	60.50750	0.099104	3.339302
5	0.017548	27.73324	5.719407	61.39189	0.078348	5.077119
6	0.020077	25.18169	5.961343	61.91013	0.077710	6.869123
7	0.022616	22.93387	6.160218	62.18005	0.091105	8.634757
8	0.025174	20.96290	6.326224	62.26378	0.114602	10.33249
9	0.027750	19.23726	6.464004	62.21692	0.144441	11.93737
10	0.030344	17.72529	6.578600	62.07885	0.178212	13.43905
11	0.032951	16.39805	6.674174	61.87883	0.214069	14.83487
12	0.035569	15.22980	6.754123	61.63817	0.250760	16.12715
13	0.038194	14.19825	6.821250	61.37222	0.287413	17.32087
14	0.040823	13.28426	6.877818	61.09208	0.323443	18.42240
15	0.043452	12.47157	6.925670	60.80565	0.358470	19.43864
16	0.046078	11.74635	6.966297	60.51854	0.392255	20.37656
17	0.048700	11.09690	7.000916	60.23468	0.424658	21.24284
18	0.051313	10.51330	7.030515	59.95677	0.455612	22.04380
19	0.053916	9.987101	7.055906	59.68662	0.485097	22.78527
20	0.056508	9.511127	7.077755	59.42540	0.513127	23.47259
21	0.059086	9.079246	7.096611	59.17379	0.539736	24.11061
22	0.061648	8.686208	7.112929	58.93215	0.564974	24.70374
23	0.064194	8.327504	7.127087	58.70058	0.588898	25.25593
24	0.066722	7.999247	7.139400	58.47902	0.611572	25.77076
Variance Decomposition of LICRRS:						
Period	S.E.	LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS	LTIREAL
1	0.006061	13.61047	6.143611	0.783853	79.46207	0.000000
2	0.007487	11.99610	6.609392	0.968533	80.40436	0.021620
3	0.009177	10.12359	6.952997	2.565235	79.61062	0.747552
4	0.010746	8.890702	7.670264	4.431610	76.88827	2.119152
5	0.012360	7.773769	8.162021	6.653543	73.32652	4.084144
6	0.014028	6.819703	8.604242	8.899840	69.31318	6.363034
7	0.015751	5.997066	8.935403	11.08083	65.23705	8.749650
8	0.017533	5.292163	9.186754	13.11369	61.29165	11.11574
9	0.019367	4.690337	9.369941	14.97007	57.59210	13.37756
10	0.021246	4.176770	9.500003	16.64244	54.18744	15.49334
11	0.023165	3.738175	9.589247	18.13768	51.08969	17.44520
12	0.025117	3.362678	9.647422	19.46943	48.28970	19.23077
13	0.027095	3.040127	9.682269	20.65391	45.76741	20.85628
14	0.029095	2.761950	9.699686	21.70769	43.49825	22.33242
15	0.031110	2.520997	9.704192	22.64647	41.45658	23.67176
16	0.033138	2.311344	9.699203	23.48453	39.61767	24.88725
17	0.035173	2.128090	9.687306	24.23455	37.95863	25.99142
18	0.037212	1.967185	9.670455	24.90764	36.45880	26.99592
19	0.039252	1.825278	9.650121	25.51344	35.09979	27.91136
20	0.041291	1.699589	9.627418	26.06029	33.86541	28.74729

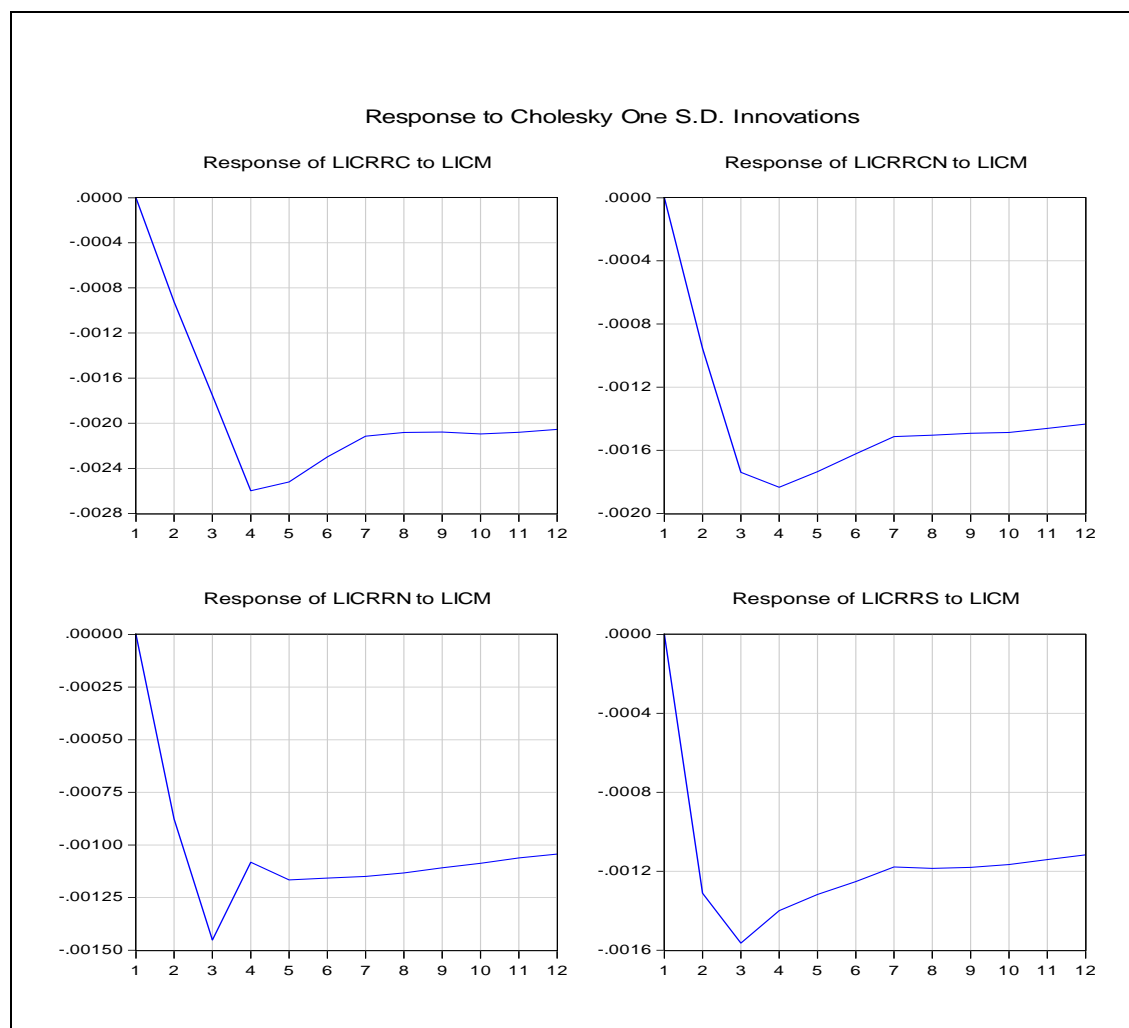
21	0.043325	1.587804	9.603182	26.55539	32.74144	29.51218
22	0.045353	1.487991	9.578043	27.00492	31.71547	30.21357
23	0.047374	1.398531	9.552473	27.41425	30.77665	30.85810
24	0.049385	1.318061	9.526825	27.78797	29.91551	31.45163
Variance Decomposition of LTIREAL:						
Period	S.E.	LICRRC	LICRRCN	LICRRN	LICRRS	LTIREAL
1	0.091072	0.004540	0.226723	1.004373	0.473021	98.29134
2	0.126713	0.376990	0.679883	1.226224	0.282971	97.43393
3	0.152519	0.459433	0.631408	1.489625	0.200038	97.21950
4	0.173767	0.532646	0.612294	1.833622	0.159559	96.86188
5	0.191764	0.585173	0.573381	2.236821	0.131460	96.47316
6	0.207556	0.631154	0.534181	2.680547	0.112237	96.04188
7	0.221656	0.672638	0.495678	3.164868	0.098738	95.56808
8	0.234438	0.711141	0.459203	3.682836	0.089435	95.05738
9	0.246159	0.747601	0.425495	4.231483	0.083493	94.51193
10	0.257008	0.782433	0.394814	4.807018	0.080330	93.93540
11	0.267129	0.815958	0.367299	5.406219	0.079539	93.33098
12	0.276635	0.848351	0.342959	6.025981	0.080814	92.70189
13	0.285615	0.879736	0.321741	6.663378	0.083907	92.05124
14	0.294142	0.910195	0.303546	7.315658	0.088613	91.38199
15	0.302274	0.939783	0.288248	7.980229	0.094753	90.69699
16	0.310061	0.968542	0.275704	8.654665	0.102171	89.99892
17	0.317544	0.996503	0.265761	9.336707	0.110727	89.29030
18	0.324756	1.023689	0.258260	10.02426	0.120293	88.57350
19	0.331729	1.050120	0.253041	10.71537	0.130754	87.85071
20	0.338486	1.075815	0.249943	11.40828	0.142004	87.12395
21	0.345050	1.100788	0.248810	12.10136	0.153945	86.39510
22	0.351438	1.125056	0.249489	12.79312	0.166488	85.66585
23	0.357668	1.148633	0.251832	13.48222	0.179550	84.93776
24	0.363752	1.171534	0.255700	14.16746	0.193056	84.21225
Cholesky Ordering: LICRRC LICRRCN LICRRN LICRRS LTIREAL						

IV.11 MODIFICACIONES A LA ESPECIFICACIÓN DEL MODELO DE BASE

Desde un punto de vista teórico, los resultados obtenidos con los índices compuestos sobre el impacto regional diferenciado de la política monetaria parece ser muy satisfactorio. Para comprobar la robustez de estos resultados, haremos algunas modificaciones al modelo base.

Modificación 1

La primera modificación a la especificación del modelo básico es el cambio en la variable de política monetaria. Ahora estimamos un modelo utilizando como indicador de política monetaria, el índice de condiciones monetarias (ICM). La prueba de raíz unitaria aplicada a esta nueva variable indica que es estacionaria en nivel. Las respuestas dinámicas acumulativas se presentan en la figura siguiente:



Observamos que un shock positivo sobre la medida de política monetaria significa un shock monetario restrictivo y por lo tanto tiene un efecto negativo en todas las economías regionales. Al igual que el modelo base, el efecto es más fuerte sobre el índice coincidente de la región centro y centro norte de México. Las otras regiones reaccionan más lentamente. Por tanto, podemos concluir que los resultados obtenidos con el modelo básico son robustos con la elección de la medida de política monetaria.