

MODELO VEC PARA LA ESTIMACIÓN DE INFLACIÓN BURSÁTIL: EVIDENCIA EMPIRICA EN MERCADOS NORTEAMERICANOS

VEC MODEL FOR THE ESTIMATION OF ASSET PRICE INFLATION: EMPIRICAL EVIDENCE IN THE US MARKETS

Juan José Jordán Sánchez

Doctorado en Economía y Administración de Empresas

Universidad Privada Boliviana

juanjosejordan@upb.edu

(Recibido el 24 de noviembre 2013, aceptado para publicación el 7 de marzo 2014)

RESUMEN

El presente trabajo estudia los efectos de cambios en la base monetaria y tasas de interés sobre los precios de las acciones en los mercados norteamericanos. La presente investigación considera cuatro series de tiempo: La primera variable a considerar se denomina como Índice Bursátil Ajustado, el cual se construyó a partir de datos de más de 5900 empresas pertenecientes a NYSE¹, NASDAQ² o AMEX³; para posteriormente identificar un proxy⁴ de inflación bursátil mediante la corrección de este índice por la cantidad de acciones disponibles del índice en cuestión en cada punto del tiempo analizado. Adicionalmente, se utilizaron los datos sobre capitalización de mercado para medir el crecimiento del valor de las empresas pertenecientes al índice, y datos sobre la emisión de base monetaria para establecer causalidad y las relaciones necesarias con el índice bursátil corregido. Finalmente, la última variable considerada es la tasa de interés real, la cual fue aproximada a través de los rendimientos de las Letras del Tesoro de USA con vencimiento a un año. Los resultados son congruentes con la hipótesis de Modigliani Cohn formulada en 1979, que sugiere que el mercado de valores extrapola incorrectamente los índices de crecimiento de precios pasado sin tomar en cuenta el impacto de la inflación en el tiempo [1]. Se logró verificar una correlación negativa entre incrementos de tasas de interés y el decremento de los precios de las acciones en diferentes rezagos temporales, lo que sugiere la existencia de inflación bursátil. Así mismo, se logró estimar un modelo VEC para la estimación del precio del índice bursátil a través de información histórica no contemporánea sobre la base monetaria y la capitalización de mercado.

ABSTRACT

The present paper constitutes an empirical study of the effects of an increase in monetary base and movements in interest rates over the stock prices in the US markets. This paper analyzes the time series of four different variables. The first variable is the Adjusted Stock Index, which was built using data of over 5900 publicly traded companies of the US markets, these companies are all listed in one of the following markets: NYSE¹, NASDAQ² or AMEX³. Once the Stock Index was constructed an Asset Price Inflation proxy was built through the correction of the Stock Index by the number of Outstanding Shares of the companies considered in the Stock Index. The second variable considered is Market Capitalization which was included in the model in order to measure the growth in value of the companies listed on the index. The third variable measures the changes on monetary base and it was included in order to analyze causality and the different relationships between the variables and the Adjusted Stock Index. Finally, the fourth variable is the Real Interest Rate, which was approximated through the one year yields of the US Treasury Bills. The results of the model are coherent with the Modigliani Cohn Hypothesis formulated in 1979, which suggests that the market incorrectly extrapolates past growth rates of prices without taking into account the impact of inflation over time [1]. The resulting model corroborated an indirect positive correlation between the upswings of stock prices and the increase in monetary base in the economy; also, it was plausible to establish negative causal dependency between a decrease in real interest rates and the measures of the index in different lags, which constitutes in empirical evidence of the existence of asset price inflation. Moreover, a VEC model was identified and calibrated to estimate the price of the Adjusted Stock Index using historical data series on the variables described in the lines above.

Palabras Clave: Inflación Bursátil, Capitalización de Mercado, Índice, Base Monetaria, Tasas de Interés.

Keywords: Asset Price Inflation, Market Capitalization, Index, Monetary Base, Interest Rates.

1. INTRODUCCIÓN.

La influencia de la macroeconomía sobre los mercados financieros es un tema de elevada importancia para académicos, inversionistas y formuladores de política monetaria. Mucho tiempo y esfuerzo ha sido puesto en la estimación de modelos que relacionen precios de títulos valores con el consumo a través de condiciones de primer orden de inversionistas individuales así como la estimación de modelos que relacionen los precios de los activos financieros con variables de control de política monetaria. Pese a las recientes investigaciones, la mayoría de los inversionistas profesionales han adoptado una perspectiva radicalmente diferente a los modelos que relacionan los precios de los

portafolios con variables macroeconómicas, y en sustitución se ha utilizado el llamado “Modelo Fed”¹ el cual relaciona el retorno sobre acciones (medido como la razón entre dividendos y precio de las acciones) y el retorno en Bonos del Tesoro. La idea central del modelo es que tanto los bonos como las acciones compiten por tener un lugar dentro del portafolio del inversionista, de esta manera si el retorno sobre bonos crece, entonces el retorno sobre acciones también deberá crecer para que estas últimas mantengan competitividad.

Históricamente, la variable de mayor influencia sobre retornos de bonos ha sido el índice de inflación. Por lo que el Modelo Fed implica que los retornos sobre acciones están altamente correlacionados con el índice de inflación. A finales de los 90, muchas investigaciones [2], centraron su atención en probar que los retornos decrecientes de acciones y el incremento de precios de las acciones son causados por incrementos en los índices inflacionarios mostrando, en la mayoría de los casos, resultados empíricos prometedores.

El modelo es usualmente corregido para la inclusión de una prima de riesgo para stocks versus bonos, un ejemplo de esto constituye la volatilidad relativa de los retornos de estos dos tipos de activos financieros. El modelo sugiere que la prima por riesgo del bono define un rendimiento “normal” para las acciones el cual deberá ser comparado con el retorno real de las acciones, si el retorno real de las acciones excede el retorno “normal” determinado por el modelo, entonces el activo es atractivo para su adquisición, mientras que si el retorno real es menor al nominal entonces el activo estará sobrevalorado.

Según Asness [3] en las investigaciones publicadas los años 2000 y 2003, el Modelo Fed ha sido bastante exitoso al describir empíricamente los precios de acciones, más precisamente, el modelo describe el crecimiento en retornos sobre acciones, conjuntamente con la inflación para las décadas de los 70 y 80, así como la reducción en retornos sobre acciones durante los años noventa. Sin embargo, Asness [4] indica que este modelo ha presentado grandes deficiencias describiendo el comportamiento de las variables durante la última década.

Por este motivo en el presente documento se pretende hacer una aproximación empírica mediante la identificación de un modelo econométrico para estimar un índice bursátil ajustado (proxy de inflación bursátil), tomando variables diferentes a las tomadas en cuenta por el Modelo Fed incorporando así el análisis del impacto de las variables macroeconómicas en los portafolios de inversionistas. Las variables a considerar en esta estimación son el índice bursátil ajustado por la cantidad de acciones en circulación, la base monetaria, la tasa de interés real y la capitalización de mercado.

2. MARCO TEÓRICO

La teoría económica que sustenta el modelo forma parte de la teoría económica neoclásica y sostiene que una inyección de base monetaria dentro de una economía debería crear inflación siempre y cuando la oferta de bienes y servicios dentro la misma no sea incrementada. Se observa para el caso norteamericano que la base monetaria se ha incrementado en la última década en un 100%, mientras que la producción de bienes y servicios se ha visto disminuida en casi un 15% mientras que los servicios financieros se han incrementado en un 21%, lo cual lógicamente sugiere un escenario inflacionario en el sector real para esta economía, sin embargo esta ha mantenido una tasa anual de inflación promedio del 2% durante la última década.

Existe una extensa discusión en la literatura sobre finanzas respecto a la relación existente entre la política monetaria y los precios de activos. Dicha discusión ha permitido establecer que los cambios en la oferta monetaria afectan los precios de los activos, en especial de las acciones. En efecto, los aumentos inesperados o la reducción en la tasa de crecimiento del dinero modifican la posición de equilibrio del dinero con respecto a otros activos en el portafolio de activos de un inversionista. Este trata de ajustar la proporción de su portafolio constituido por saldos monetarios; sin embargo, aunque cada inversionista puede reajustarse, el sistema no, pues debe mantener la totalidad de los saldos monetarios. Como resultado, el equilibrio se restablece con cambios en los precios de los distintos activos.

Un componente importante del portafolio de activos de un inversionista está constituido por los activos financieros, incluyendo acciones [5, p.17]. Puede esperarse que el ajuste en el portafolio causado por cambios en el componente monetario ocurrirá en esta cuenta, así como en cuentas correspondientes a bienes reales y servicios [6, p.426-456]. En tanto es posible que la respuesta de los inversionistas se dé con algún retraso, el efecto inmediato de los cambios en la masa monetaria se da sobre los precios de las acciones [7, p.154-157].

Rogalski y Vinso [8] afirman que tal efecto sobre precios es consistente con la proposición de la teoría del portafolio, según la cual, la información concerniente a la tasa actual de crecimiento de la oferta monetaria es incorporada en los retornos de acciones. También confirma el planteamiento de la teoría de mercados eficientes respecto a la eficiencia del mercado de acciones con respecto a la información monetaria.

1: El “Modelo Fed” es una teoría de valoración de acciones con alta aceptación en la comunidad de inversionistas, el modelo compara el retorno de las acciones contra el retorno de bonos estatales de largo plazo. La teoría sostiene que los mercados de bonos y acciones están en equilibrio y justamente valorados cuando el retorno de acciones a un año iguala el retorno de bonos estatales a 10 años.

Por otro lado, Homa y Jafee [9] determinan la naturaleza de la relación entre la oferta monetaria y los precios de las acciones partiendo de definir a una acción como un activo que rinde un retorno al inversionista a través del tiempo.

Por definición, un inversionista debería pagar por una acción un precio equivalente a la suma de los flujos futuros de dividendos expresados en valor presente, estando la tasa de descuento compuesta por la tasa de interés y por la prima de riesgo. Así pues, el precio de las acciones está determinado por el nivel y la tasa de crecimiento de los dividendos, la tasa de interés y la prima por riesgo. Para que el nivel promedio de los precios de acciones esté positivamente relacionado con la oferta monetaria, debe mostrarse que la tasa de crecimiento monetario está relacionada positivamente con el nivel y la tasa de crecimiento de los dividendos y negativamente con la tasa de interés y la prima por riesgo.

La influencia de la oferta monetaria sobre los dividendos opera a través de las ganancias corrientes y esperadas. Dada la demanda por dinero, un descenso de la oferta de dinero eleva la tasa de interés y reduce los gastos sensibles a la evolución de ésta, como es el caso de la inversión en capital. Tal caída en los gastos causa una reducción en las ganancias. El lapso en que tal descenso de ganancias se transmite a dividendos depende del flujo de caja de la firma y de su posición de liquidez, pero el efecto final debe ser un descenso de los dividendos. Es claro que los precios corrientes de las acciones caerán inmediatamente si los dividendos corrientes son reducidos. La influencia de la oferta monetaria sobre el componente de riesgo de la tasa de descuento del inversionista es una función directa del efecto de la oferta monetaria sobre la tasa de interés del mercado, pero resulta difícil de cuantificar. El componente de riesgo surge por la incertidumbre asociada con los valores futuros de la tasa de crecimiento de los dividendos y el nivel de la tasa de interés. Asumiendo que el inversionista es averso al riesgo, la prima por riesgo será positiva y crecerá en función directa a la incertidumbre.

El modelo básico de mercados eficientes respecto a precios de acciones está sostenido en los valores descontados de los dividendos futuros de dichas acciones, por lo que un cambio en el precio de las acciones significa un cambio en las expectativas sobre dividendos futuros o un cambio en el costo de oportunidad de los accionistas, este puede ser modelado a través de una variable instrumental como es la tasa real de interés. El hecho que las acciones como activos financieros, son derechos sobre activos reales, la neutralidad monetaria implica que la política monetaria no debería afectar los precios reales de las acciones en el largo plazo.

La política monetaria podría, sin embargo, afectar a los precios de las acciones en periodos cortos de tiempo al alterar las expectativas sobre dividendos o las tasas de descuento. Modelos antiguos que relacionan los efectos de la política monetaria sobre los precios de las acciones, se enfocaron en cambios en liquidez de demanda para varios activos que representaban el portafolio del sector privado. Las políticas que estimulan el incremento de liquidez ocasionarían un incremento en el precio del portafolio y un decremento en el rendimiento del mismo. Otros modelos se enfocaron en la medición del impacto de la política monetaria sobre el costo de capital, y por tanto en el crecimiento esperado de dividendos futuros [9, p.1046-1066].

Varios estudios han encontrado evidencia que sostiene que las acciones de la política monetaria afectan los precios de las acciones en el corto plazo. Bernanke y Kuttner [10] estiman que durante 1989 al 2002 un shock inesperado de 25 puntos básicos sobre los activos de la Reserva Federal, producía un decremento del 1% en los precios de las acciones. Adicionalmente, los autores encuentran que el impacto de política monetaria no anticipada afecta los precios de las acciones a través de cambios en las expectativas sobre dividendos futuros y exceso de retornos y no así por cambios en la tasa de interés.

Pese a que gran parte de los efectos de la política monetaria pudiera traducirse en impactos sobre precios de las acciones en el corto plazo, muchas de estas pueden tener un efecto en un horizonte de largo plazo. Borio[11] argumenta en contra de la teoría que sostiene que cambios en la política monetaria, o índices elevados de inflación causan cambios persistentes en los precios de las acciones, el autor sostiene que existe un efecto de corrección de precios a través del arbitraje, lo que hace que burbujas de precios sean menos probables. Varios estudios entre los cuales cabe resaltar el trabajo de Borio [11], sugieren que una política monetaria anclada al control de inflación, provoca desequilibrios económicos al alterar las expectativas futuras de los agentes económicos, así generando escenarios de expectativas positivas y la potencial creación de burbujas de precios en el mercado accionario.

Históricamente los retornos en los mercados norteamericanos han estado negativamente correlacionados al índice de inflación. Goodfriend [12] sostiene que antes de 1980, la política monetaria en Norteamérica, era una importante fuente de inestabilidad macroeconómica y bursátil. Esto explica la correlación negativa entre la inflación y los precios de las acciones, ya que un incremento en inflación tendería a deprimir los precios de las acciones ya que los intereses de largo plazo incrementarían como compensación inflacionaria adicionalmente a la aplicación de políticas monetarias diseñadas para desacelerar la economía lo que reduce las ganancias actuales y futuras. El mismo análisis en el caso opuesto es válido cuando la inflación disminuye, lo cual derivaría en alzas en los precios de las acciones.

Goodfriend [13] encuentra que es menos probable que los movimientos en los precios de las acciones estén correlacionados a cambios en la política monetaria si es que está firmemente comprometida con la estabilidad de precios ya que bajo este esquema, los intereses de largo plazo se encuentran anclados a la producción real.

Muchos autores así como representantes de la Reserva Federal de Estados Unidos [14], sugieren que la demanda incremental creada por la inyección monetaria ha sido cubierta con bienes y servicios importados, específicamente por países asiáticos, lo cual explica el debilitamiento persistente del dólar frente a otras monedas por el déficit en la Balanza Comercial de Estados Unidos. Sin embargo este debilitamiento monetario explica solamente alrededor de un 11% de toda la inyección de base monetaria en los últimos diez años dentro de esta economía. Entonces surgen varios cuestionamientos sobre el equilibrio y estabilidad de una economía con estas características. Una de las hipótesis menos exploradas es aquella que sugiere que gran parte de las inyecciones monetarias son canalizadas hacia el sector financiero bursátil, afectando el nivel de disponibilidades así como la demanda por títulos valores; de esta forma provocando distorsiones de largo plazo en los precios de activos financieros y por ende en el valor de las empresas. Por este motivo se plantea la siguiente pregunta:

¿Cuál es el efecto producido por cambios en la base monetaria y en las tasas de interés sobre el precio de las acciones?

La evidencia encontrada en la presente investigación sugiere la existencia de lo que se denominará inflación bursátil, esto es, el incremento artificial de los precios de las acciones de las compañías por un exceso de demanda sin respaldo en los elementos del análisis fundamental de precios. Se define a este incremento como artificial, ya que no responde a una generación de valor adicional por parte de las compañías por medio de una generación de flujos mayores o la ejecución de proyectos más rentables ni la reducción de riesgo, sino simplemente por la interacción de la oferta y demanda de las acciones de las empresas en los mercados bursátiles. La intuición teórica detrás de esta hipótesis es trivial en su comprensión, la base monetaria adicional inyectada en la economía es direccionada parcialmente hacia el incremento de bienes y servicios para controlar posibles escenarios recesivos, sin embargo gran parte de la inyección monetaria es direccionada hacia los mercados bursátiles haciendo que estos presenten distorsiones a la hora de valorar los activos transados en ellos así como los rendimientos de los mismos.

Es claro que este efecto, casi especulativo, debería tener una incidencia cortoplacista en la determinación del valor de las empresas, sin embargo, la constante expansión monetaria puede causar una distorsión de largo plazo en las expectativas de los agentes económicos y por ende una distorsión de largo plazo en la economía.

Las investigaciones recientes relacionadas con la temática de la inflación bursátil han tenido una orientación clara hacia su relación con la política monetaria. Bernanke, Gertler y Gilchrist [15], enfatizan en un ancla de inflación como objetivo de la política monetaria e indican que las autoridades monetarias solamente deberían responder a cambios en los precios de activos financieros si estos fueran indicadores o predictores de cambios en la inflación en el sector real.

Por otro lado Cecchetti, Genberg et al. [16] el año 2000, lanzaron un llamado a las autoridades monetarias a reaccionar la inflación bursátil con el mismo énfasis que estas reaccionan ante la inflación en el sector de bienes y servicios para la formulación de la política monetaria. En la visión de estos autores, la inflación bursátil podría ser utilizada como un predictor de la inflación general de la economía.

En dos investigaciones posteriores de Bernanke y Gertler [17] reiteran su posición inicial sobre el ancla de inflación en el sector real, afirmando que la relación entre la inflación bursátil y la inflación en el sector real no es lo suficientemente robusta para ser tomada en cuenta. Cecchetti, Genberg, y Wadhvani [18] responden a las críticas solventados en sus pruebas empíricas y reiterando las recomendaciones hechas a las autoridades monetarias.

Según la posición de Bernanke y Gertler [17], para que las autoridades monetarias puedan apuntar a un ancla de inflación en términos de objetivos monetarios, la autoridad monetaria debe tener los instrumentos para ser capaces de predecir la inflación. La investigación realizada por Stock y Watson [19] el año 2003, precisamente toca un tema neurálgico al respecto, cuestionando la habilidad de las autoridades monetarias a la hora de predecir los índices de inflación. Los autores demuestran con datos de los países pertenecientes al G-7, que no existen indicios claros y robustos que indiquen que la inflación bursátil esté relacionada con la inflación en el sector real.

A esto Cecchetti, Genberg *et al.* [16] responden que el efecto de inflación en bienes raíces es más importante que el efecto inflacionario en precios de activos financieros como el caso de las acciones. En este entendido los autores recomiendan a las autoridades monetarias el uso de ajustes a través de tasas de interés interbancarias como un instrumento directo de control de inflación bursátil, como se expone en la investigación de Goodhart [20]. Sin embargo la inflación bursátil tiene otras facetas que no deberían tomarse ligeramente. Es necesario revisar la relación entre inflación bursátil y emisión monetaria como instrumento de control monetario. Es también relevante preguntar si existirían efectos negativos importantes en el valor de los portafolios de inversionistas institucionales en caso que la inflación bursátil colapse. Si bien la responsabilidad de supervisión en inversiones recae sobre las autoridades

reguladoras y no así autoridades monetarias, es necesario notar que las decisiones sobre política monetaria afectan, inevitablemente, a los portafolios de los inversionistas. Un claro ejemplo de esto ocurrió en la crisis de los años noventa, cuando las autoridades monetarias de Estados Unidos pusieron en duda el establecimiento de políticas monetarias contractivas para no afectar los mercados bursátiles, siendo que esta medida hubiese sido aceptada en cualquier otro escenario. Las autoridades temían que un incremento en tasas de interés hubiese tenido un impacto nefasto tanto para el valor de los portafolios así como para la estabilidad del sistema bancario, por este motivo frenaron la medida.

3. METODOLOGÍA

Para definir un modelo adecuado se deben tomar en cuenta la relevancia teórica del modelo, así como la rigurosidad econométrica del mismo. Para esto se procede a analizar las variables en cuestión y las relaciones entre estas mediante la aplicación de la metodología de Hendry² [21], esta metodología sugiere comenzar con una ecuación general que incluye todas las variables explicativas en un número de rezagos razonablemente grande, en este caso el modelo elegido asocia rezagos de 8 trimestres (2 años) con la intención de determinar un modelo general para luego marginar el modelo quitando variables no representativas de acuerdo a la metodología mencionada, siempre tomando en cuenta el criterio económico que valide la coherencia del modelo. De esta forma se presenta el modelo sugerido en la Ecuación (1):

$$\text{LnAI}_t = a + \sum_{\tau=1}^8 b_{\tau} \text{LnAI}_{t-\tau} + \sum_{\tau=0}^8 c_{\tau} \text{lnM2}_{t-\tau} + \sum_{\tau=0}^8 d_{\tau} \text{lnMktCap}_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^8 b_{\tau} r1y_{t-\tau} \quad (1)$$

Una vez identificado el modelo general se realizan tests de causalidad de Granger para pares de variables y se determina la causalidad en diferentes rezagos para cada variable, en este caso se observa que solo existe precedencia estadística hasta el quinto rezago. El modelo en la Ecuación (1) se ve reducido al siguiente modelo presentado en la Ecuación (2).

$$\text{LnAI}_t = a + \sum_{\tau=1}^5 b_{\tau} \text{LnAI}_{t-\tau} + \sum_{\tau=0}^5 c_{\tau} \text{lnM2}_{t-\tau} + \sum_{\tau=0}^5 d_{\tau} \text{lnMktCap}_{t-\tau} \quad (2)$$

La expresión presentada en la Ecuación (2) muestra un modelo que incorpora causalidad unilateral de las variables independientes hacia la variable dependiente, sin embargo, dentro de la teoría económica se establecen relaciones complejas entre variables, estas relaciones incorporan causalidades bilaterales y funciones simultáneas que describen éstas.

Dado que las relaciones económicas entre variables no se presentan estrictamente en un sentido específico, es decir, puede existir entre ellas esquemas de retroalimentación o complejos mecanismos de transmisión de efectos, se hace necesario el planteamiento de un sistema de ecuaciones caracterizado por un conjunto de parámetros y sus relaciones. En este entendido es necesario el uso de una metodología que permita trabajar con ecuaciones simultáneas. El modelo VAR es una herramienta de series de tiempo multivariado, la cual fue utilizada para el análisis macroeconómico originalmente por Sims a inicios de la década del ochenta.

En el VAR todas las variables son consideradas como endógenas, pues cada una de ellas se expresa como una función lineal de sus propios valores rezagados y de los valores rezagos de las restantes variables del modelo. Lo anterior permite capturar más apropiadamente los comovimientos de las variables y la dinámica de sus interrelaciones de corto plazo, lo cual no es posible con modelos univariados como los ARIMA. El VAR es también una técnica poderosa para generar pronósticos confiables en el corto plazo, aunque se le señalan ciertas limitaciones.

El esquema VAR permite estimar el conjunto de parámetros del sistema, Θ , pero requiere que las variables bajo análisis sean estacionarias. Sin embargo esta metodología no es adecuada en el caso de tener variables no estacionarias. La solución a este problema fue dada entre otros por Johansen [22], Stock-Watson [24] y Phillips-Hansen [23], ésta consiste en la búsqueda de una o más combinaciones lineales de dichas variables que sean estacionarias y que a su vez minimicen la varianza de la representación VAR estacionaria, este modelo es denominado Modelo VEC (Vector Error Correction). El modelo VEC es también una herramienta que pertenece al contexto de series de tiempo multivariado, pero se caracteriza por contener variables cointegradas, es decir, variables que guardan una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas. Si existe por lo menos una combinación lineal estacionaria entre las variables bajo estudio, la estimación del conjunto de parámetros Θ se lleva a cabo a través de un mecanismo, el cual partiendo de la estimación de los parámetros en el VEC permite derivar éstos para el VAR.

Una vez superado el problema de la estimación del sistema se plantean diferentes objetivos: El estudio de relaciones de corto y largo plazo entre las variables, La generación de pronósticos libres y/o condicionados, El Análisis de Impulso-Respuesta, Descomposición de varianza, Evaluación de estabilidad de parámetros, Comprobación de relaciones de causalidad, Determinación del grado de exogeneidad, Validación e imposición de restricciones de carácter económico, Bajo mecanismos de simulación, reconocimiento de la reacción del sistema ante cambios de comportamiento de variables sujetas a decisiones de política económica [23, p.99-125].

4. RESULTADOS

4.1. Datos

Para la estimación del modelo se utilizaron series históricas de tres variables, estas series históricas corresponden a datos trimestrales desde Enero del 2001 hasta Diciembre del 2012. Las cuatro variables consideradas para el modelo son:

- Índice Bursátil Ajustado (Proxy de inflación bursátil)(AI)
- Capitalización de Mercado(MKTCAP)
- Base Monetaria(M2)
- Tasa de Interés (R1Y)

El Índice Bursátil Ajustado, proxy para la inflación bursátil, fue determinado bajo el mismo principio de determinación de cualquier índice inflacionario, se toma una canasta de activos financieros y se calcula el precio de dicha canasta en diferentes puntos de tiempo. Se define la variación porcentual de este índice como proxy para la inflación de la canasta analizada. Para estimar correctamente el proxy de inflación en el caso de activos financieros, es necesario hacer un ajuste por la cantidad de acciones disponibles en el momento de la medición. Una alternativa es escoger un índice ya estimado como el Dow Jones o el S&P500, sin embargo estos índices incorporan y quitan empresas en diferentes puntos del tiempo y según diversos criterios lo que implica un problema de consistencia en la definición, asimismo la información histórica sobre la cantidad de acciones de las empresas no se encuentra públicamente disponible. Por este motivo, se optó por construir un índice bursátil propio que incluya una muestra significativa de empresas en todo el mercado Norte Americano. Para esto se tomó una muestra de más de 5900 empresas cotizadas públicamente durante la última década, el índice fue determinado como el precio promedio ponderado de todas las acciones pertenecientes a la muestra, donde se ponderó la participación porcentual de cada acción en la capitalización de mercado total del índice. Para realizar estos cálculos se utilizó la base de datos sobre activos financieros de Damodaran del 2001 al 2012.

La Capitalización de Mercado está definida como el valor de mercado patrimonial de una compañía, esto es, el valor resultante de la multiplicación del precio de mercado por acción y el número de acciones en circulación de una empresa. La capitalización de mercado del índice bursátil no será otra cosa que la suma de la capitalización de mercado de cada una de las compañías que forman parte del índice bursátil determinado. Los datos para el cálculo de capitalización de mercado provienen también de la base de datos sobre activos financieros de Damodaran para los años 2001 al 2012.

La Base Monetaria que se tomó para la investigación es el agregado monetario M2 que es el dinero que circula en la economía, sumando los depósitos corrientes de los ciudadanos, es decir, las cantidades que los ciudadanos tienen fácilmente accesible para gastar sumando los depósitos existentes a corto plazo que los ciudadanos tienen en el sistema financiero, es decir, el dinero y sus sustitutos más o menos a corto plazo, normalmente definido con plazos de hasta un año. Los datos trimestrales de base monetaria (M2) fueron obtenidos de la base de datos de Econstats del año 2012.

La Tasa de Interés Real se aproxima a través de los rendimientos de mercado de las Letras del tesoro de Estados Unidos con vencimiento a un año. Esto para mantener consistencia en cuanto a la periodicidad de inversiones en acciones como la duración de estos instrumentos. Los datos trimestrales de sobre los rendimientos de mercado de las Letras del Tesoro de Estados Unidos con vencimiento a un año fueron obtenidos de la base de datos de Econstats del año 2012.

4.2. El Modelo

En los modelos VAR, así como en la modelización univariante de series temporales, se asume que las series temporales utilizadas son estacionarias. Cuando se realizan regresiones entre variables no estacionarias es posible caer en el problema de las denominadas regresiones espurias. Ahora bien, modelizaciones entre variables no estacionarias, pero que cumplen ciertas condiciones denominadas de cointegración, no sólo no son espurias, sino que aportan gran información sobre las relaciones de equilibrio a largo plazo de las variables económicas.

De esta forma, un modelo de vector de corrección del error VEC es un modelo VAR restringido cuyas restricciones de cointegración están incluidas en su especificación, por lo que se diseña para ser utilizado con series que no son estacionarias pero de las que se sabe que son cointegradas.

Cabe mencionar que ninguna de las series de tiempo es una serie estacionaria, por lo que se trabajó con las primeras diferencias de todas ellas, la primera diferencia en todos los casos se define como el logaritmo natural del cociente de la variable en un tiempo (T) y la misma variable en con un periodo de rezago (T-1). En el caso del Índice Bursátil Ajustado, la primera diferencia representa la Inflación Bursátil. En lo referente a la Base Monetaria, la primera diferencia hace referencia al cambio porcentual de base monetaria, análogamente, la variable de Capitalización de Mercado en su primera diferencia hace referencia al cambio porcentual de capitalización de mercado del índice bursátil. En el caso de la Tasa de Interés, esta ya es una medida de cambio porcentual, por lo que se trabajará con la variable a

nivel. La Figura 1 muestra la evolución de las cuatro variables a nivel mientras que la Figura 2 muestra las tres primeras variables del modelo en sus primeras diferencias.

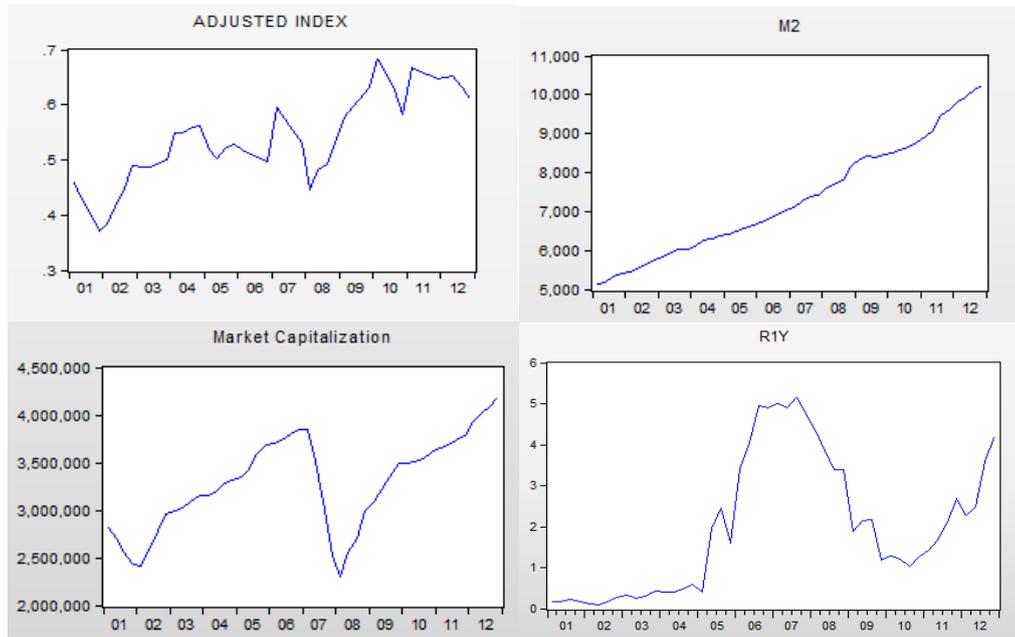


Figura 1 – Variables del Modelo a Nivel.
Fuente: Elaboración propia.

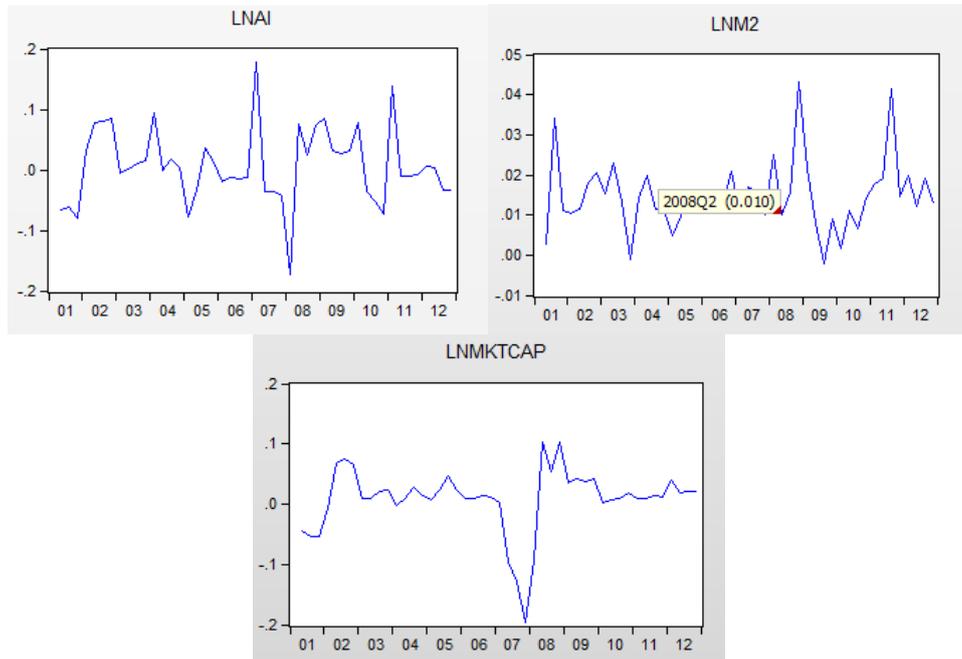


Figura 2 – Variables del Modelo en Primeras Diferencias.
Fuente: Elaboración propia.

Para una de identificación correcta del sistema es necesario primero verificar la existencia de ecuaciones cointegradas y, si existiesen, es necesario determinar el número de las mismas. Con este propósito se realizó un análisis de cointegración, bajo el método de Johansen.

▪ **Análisis de Cointegración**

Aunque en general la regresión entre series no estacionarias conduzca a correlaciones espurias, existe una situación especial en el que tal regresión no sería espuria, sino que el estimador MCO sería correcto. Esa situación especial recibe el nombre de cointegración. Engle y Granger señalaron que una combinación lineal de dos o más series no estacionarias

puede ser estacionaria. Si existe una combinación lineal de series que es estacionaria, $I(0)$, se dice que las series no estacionarias, con raíz unitaria, que dan lugar a esa combinación están cointegradas. La combinación lineal estacionaria se denomina ecuación de cointegración y puede interpretarse como la relación de equilibrio a largo plazo entre las distintas variables que conforman la ecuación por lo cual, en sí misma, tiene una alta importancia para el análisis de los fenómenos económicos.

Por lo tanto, si se verifica que un conjunto de variables son integradas del mismo orden y están cointegradas, entonces se asegura la existencia de una relación no espuria entre las mismas que, además, es estacionaria (es decir, de equilibrio en el sentido estadístico). El concepto de cointegración es la noción estadística equivalente a la idea de equilibrio estable, en el sentido que cuando existe una relación de este tipo entre variables económicas, las desviaciones de la citada relación no pueden ser fuertes ni crecer ilimitadamente. De esta forma, la cointegración de las variables de un modelo da validez al mismo a largo plazo [22, p.251-274].

Cuando una serie no es estacionaria o integrada, los valores que toma en un momento del tiempo son, por definición, la acumulación de todas las perturbaciones o “shocks” pasados, a diferencia de las series estacionarias, para las cuales el efecto de las perturbaciones es transitorio.

Entonces, el hecho que una combinación lineal de un conjunto de variables sea estacionaria implica, intuitivamente, que la forma en que éstas se mueven en el tiempo es similar. Además, la relación de cointegración actúa como un “atractor” para el conjunto de variables bajo análisis, en el sentido de que tiendan a formar un modelo compacto en el transcurso del tiempo.

El análisis de la cointegración permite, entre otras cosas, detectar si existe la posibilidad de obtener estimaciones correctas, es decir, libres de resultados espurios, de los parámetros que definen las relaciones entre dos o más series, tanto a corto como a largo plazo.

Además, si existe cointegración entre las variables de un modelo, éste puede analizarse mediante un mecanismo de corrección del error que representa correctamente el comportamiento dinámico de las series y, por lo tanto, constituye una base adecuada para el análisis empírico cubriendo la faceta del equilibrio sobre todo en el corto plazo.

Por otra parte, si un conjunto de variables no estacionarias está cointegrado, es posible entonces plantear un modelo estático (de las variables en niveles, sin rezagos) que tenga sentido, sobre todo en el largo plazo. Sin embargo, la distribución de los estimadores no será estándar en muchos casos, impidiendo la realización de pruebas de hipótesis y la predicción. No obstante, la alternativa de los modelos dinámicos no está exenta de problemas, especialmente cuando existe más de un vector de cointegración.

Por lo tanto, si realmente hay cointegración entre las variables del modelo, la formulación inicial estática del mismo y su estimación, toman relevancia y se presentan como una opción muy válida y digna de tener en cuenta, entre otras cosas porque estaría ya libre de correlaciones espurias.

Para poder determinar el número de rezagos relevantes para el modelo, se realizó un análisis de la estructura de rezagos bajo los criterios de Error de Predicción Final, Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn. Los resultados de todos estos criterios indican que la estructura de rezagos adecuada es de un VEC con un rezago como se ve en el análisis de estructura de rezagos en la Tabla 1.

TABLA 1 – ANÁLISIS DE CAUSALIDAD Y ESTRUCTURA DE REZAGOS

REZAGO	LNAI VS LNM2	LNAI VS R1Y	LNAI VS LNMKTCAP	LNMKTCAP VS LNM2	LNM2 VS R1Y
0	NO EXISTE	NO EXISTE	BILATERAL	NO EXISTE	R1Y CAUSA LNM2
1	NO EXISTE	NO EXISTE	BILATERAL	NO EXISTE	R1Y CAUSA LNM2
2	NO EXISTE	NO EXISTE	BILATERAL	NO EXISTE	R1Y CAUSA LNM2
3	NO EXISTE	NO EXISTE	BILATERAL	NO EXISTE	R1Y CAUSA LNM2
4	NO EXISTE	R1Y CAUSA LNAI	BILATERAL	LNM2 CAUSA LNMKTCAP	R1Y CAUSA LNM2
5	NO EXISTE	NO EXISTE	BILATERAL	NO EXISTE	NO EXISTE
	LNAI VS LNM1	LNAI VS R1Y	LNAI VS LNMKTCAP	LNMKTCAP VS LNM1	LNM2 VS R1Y

CRITERIOS DE SELECCION DE REZAGOS					
REZAGO	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0.00	NA	0.00	-6.45	-6.28	-6.39
1.00	125.28*	1.35e-09*	-9.07*	-8.25*	-8.77*
2.00	11.32	0.00	-8.66	-7.17	-8.11
3.00	17.43	0.00	-8.49	-6.34	-7.71
4.00	21.61	0.00	-8.60	-5.78	-7.57
5.00	25.51	0.00	-9.05	-5.57	-7.78
*	INDICA EL ÓPTIMO DE REZAGOS DE ACUERDO AL CRITERIO DE EVALUACIÓN				
LR:	TEST LR SECUENCIAL MODIFICADO 5%				
FPE:	ERROR DE PREDICCIÓN FINAL				
AIC:	CRITERIO DE AKAIKE				
SC:	CRITERIO DE SCHWARZ				
HQ:	CRITERIO DE HANNAN-QUINN				

Fuente: Elaboración propia.

Una vez determinada la estructura de rezagos se procede a la verificación de cointegración entre las cuatro variables, para esto se utilizó el test de cointegración de Johansen, el cual se presenta en la Tabla 2.

TABLA 2 – ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DE VARIABLES – TEST DE JOHANSEN

NÚMERO DE ECUACIONES COINTEGRADAS	EIGENVALUE	ESTADÍSTICO DE COMPARACIÓN	VALOR CRÍTICO 0.05	PROB.**
NINGUNA ECUACIÓN COINTEGRADA*	0.50	75.21	47.86	0.00
MÁXIMO UNA ECUACIÓN COINTEGRADA*	0.46	43.96	29.80	0.00
MÁXIMO DOS ECUACIÓN COINTEGRADAS*	0.29	16.56	15.49	0.03
MÁXIMO TRES ECUACIÓN COINTEGRADAS	0.03	1.41	3.84	0.23

Fuente: Elaboración propia.

Se aprecia que los Valores P del test de Johansen muestran que es posible rechazar la cuarta hipótesis nula, que indica que existe un máximo de tres ecuaciones cointegradas en el modelo, al presentar un valor de 0.23. Por ende, la especificación correcta del modelo es un modelo VEC con tres ecuaciones cointegradas y un rezago en todas las variables.

La calibración del modelo para los datos analizados provee los siguientes estimadores para los parámetros del modelo.

Ecuaciones Cointegradas:

$$EC1 = LNAI_{-1} + 0.005277R1Y_{-1} - 0.019276 \quad (3)$$

$$EC2 = LNM1_{-1} - 0.006371R1Y_{-1} + 0.029261 \quad (4)$$

$$EC3 = LNMKTCAP_{-1} + 0.010197R1Y_{-1} - 0.029912 \quad (5)$$

Las ecuaciones (3), (4), (5) representan las ecuaciones cointegradas del modelo VEC.

Estimación del Modelo de Vectores de Corrección de Error:

LNAI =

$$-1.190221EC1 + 0.224331EC2 + 0.647224EC3 - 0.018812LNAI_{-1} - 0.210476LNM2_{-1} + 0.212643LNMKTCAP_{-1} - 0.012361R1Y_{-1} + 0.001319 \quad (6)$$

LNM2 =

$$-0.081013EC1 + 1.505277EC2 + 0.08846EC3 - 0.015889LNAI_{-1} + 0.112611LNM2_{-1} - 0.022355LNMKTCAP_{-1} - 0.011031R1Y_{-1} + 0.001391 \quad (7)$$

$$\text{LNMKTCAP} = -0.274848\text{EC1} + 0.409902\text{EC2} - 0.326266\text{EC3} - 0.016672\text{LNAI}_{-1} - 0.296012\text{LNM2}_{-1} + 0.264088\text{LNMKTCAP}_{-1} - 0.003160\text{R1Y}_{-1} + 0.001602 \quad (8)$$

$$\text{R1Y} = -4.939468\text{EC1} + 2.432631\text{EC2} + 4.020588\text{EC3} + 1.871636\text{LNAI}_{-1} - 2.475958\text{LNM2}_{-1} - 6.422481\text{LNMKTCAP}_{-1} - 0.015496\text{R1Y}_{-1} + 0.098016 \quad (9)$$

Las ecuaciones (6), (7), (8) y (9) representan las relaciones del modelo que incluyen las ecuaciones cointegradas así como las variables consideradas en un rezago.

La Tabla 3 presenta el análisis de la estimación de cada uno de los parámetros del modelo, comprendiendo éstos los parámetros que condicionan las relaciones de las ecuaciones cointegradas así como los parámetros que corresponden a las relaciones entre las variables en un rezago. Así mismo, se presentan los valores P de cada uno de los parámetros, lo que hace posible inferir la significancia estadística de cada parámetro en el modelo. Los parámetros C(j) representan los coeficientes para las ecuaciones simultaneas del modelo.

A continuación se presentan dichas relaciones en las ecuaciones (10), (11), (12) y (13) que representan el sistema de ecuaciones del modelo VEC sugerido:

$$\text{LNAI} = \text{C}(1)(\text{LNAI}(-1) + 0.005*\text{R1Y}(-1) - 0.019235375) + \text{C}(2)*(\text{LNM2}(-1) - 0.006\text{R1Y}(-1) + 0.03) + \text{C}(3)(\text{LNMKTCAP}(-1) + 0.010\text{R1Y}(-1) - 0.030) + \text{C}(4)(\text{LNAI}(-1)) + \text{C}(5)(\text{LNM2}(-1)) + \text{C}(6)(\text{LNMKTCAP}(-1)) + \text{C}(7)(\text{R1Y}(-1)) + \text{C}(8) \quad (10)$$

$$\text{LNM2} = \text{C}(9)(\text{LNAI}(-1) + 0.005\text{R1Y}(-1) - 0.019) + \text{C}(10)(\text{LNM2}(-1) - 0.006*\text{R1Y}(-1) + 0.029) + \text{C}(11)(\text{LNMKTCAP}(-1) + 0.010\text{R1Y}(-1) - 0.030) + \text{C}(12)(\text{LNAI}(-1)) + \text{C}(13)(\text{LNM2}(-1)) + \text{C}(14)(\text{LNMKTCAP}(-1)) + \text{C}(15)(\text{R1Y}(-1)) + \text{C}(16) \quad (11)$$

$$\text{LNMKTCAP} = \text{C}(17)(\text{LNAI}(-1) + 0.005*\text{R1Y}(-1) - 0.019) + \text{C}(18)(\text{LNM2}(-1) - 0.006\text{R1Y}(-1) + 0.029) + \text{C}(19)(\text{LNMKTCAP}(-1) + 0.010\text{R1Y}(-1) - 0.030) + \text{C}(20)(\text{LNAI}(-1)) + \text{C}(21)(\text{LNM2}(-1)) + \text{C}(22)*(\text{LNMKTCAP}(-1)) + \text{C}(23)(\text{R1Y}(-1)) + \text{C}(24) \quad (12)$$

$$\text{R1Y} = \text{C}(25)(\text{LNAI}(-1) + 0.005\text{R1Y}(-1) - 0.019) + \text{C}(26)(\text{LNM2}(-1) - 0.006\text{R1Y}(-1) + 0.029) + \text{C}(27)(\text{LNMKTCAP}(-1) + 0.010\text{R1Y}(-1) - 0.030) + \text{C}(28)(\text{LNAI}(-1)) + \text{C}(29)(\text{LNM2}(-1)) + \text{C}(30)(\text{LNMKTCAP}(-1)) + \text{C}(31)*\text{R1Y}(-1) + \text{C}(32) \quad (13)$$

Las variables del modelo que presentan significancia estadística de acuerdo a los valores P son: EC1, EC2, EC3, LNM2₍₋₁₎, LNMKTCAP₍₋₁₎. Esto implica que la tasa de interés en el primer rezago no es estadísticamente significativa en el modelo, sin embargo, la base monetaria si lo es. Es también necesario mencionar que se ha establecido una relación causal entre la tasa de interés y la base monetaria según la Tabla 1. Lo que significa que si bien la tasa de interés no es estadísticamente representativa en el modelo, indirectamente lo es, ya que ésta es estadísticamente significativa al explicar la base monetaria y ésta a su vez es significativa dentro de los parámetros del modelo VEC. Se observa la significancia estadística de todas las ecuaciones cointegradas.

TABLA 3 – ANÁLISIS DE PARÁMETROS DEL MODELO VEC

PARÁMETRO	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADÍSTICO-T	PROB
C ₍₁₎	-1.19	0.27	-4.41	0.00
C ₍₂₎	0.22	0.52	0.43	0.67
C ₍₃₎	0.65	0.24	2.65	0.01
C ₍₄₎	-0.02	0.19	-0.10	0.92
C ₍₅₎	-0.21	0.30	-0.69	0.49
C ₍₆₎	0.21	0.29	0.73	0.47
C ₍₇₎	-0.01	0.02	-0.70	0.48
C ₍₈₎	0.00	0.01	0.16	0.88
C ₍₉₎	-0.08	0.14	-0.58	0.56
C ₍₁₀₎	-1.51	0.27	-5.58	0.00
C ₍₁₁₎	0.09	0.13	0.70	0.48
C ₍₁₂₎	-0.02	0.10	-0.16	0.87

$C_{(13)}$	0.11	0.16	0.72	0.47
$C_{(14)}$	-0.02	0.15	-0.15	0.88
$C_{(15)}$	-0.01	0.01	-1.21	0.23
$C_{(16)}$	0.00	0.00	0.32	0.75
$C_{(17)}$	-0.27	0.18	-1.56	0.12
$C_{(18)}$	0.41	0.34	1.20	0.23
$C_{(19)}$	-0.33	0.16	-2.04	0.04
$C_{(20)}$	-0.02	0.12	-0.13	0.89
$C_{(21)}$	-0.30	0.20	-1.49	0.14
$C_{(22)}$	0.26	0.19	1.39	0.17
$C_{(23)}$	0.00	0.01	-0.27	0.78
$C_{(24)}$	0.00	0.01	0.29	0.77
$C_{(25)}$	-4.94	2.77	-1.78	0.08
$C_{(26)}$	2.43	5.36	0.45	0.65
$C_{(27)}$	4.02	2.51	1.60	0.11
$C_{(28)}$	1.87	1.95	0.96	0.34
$C_{(29)}$	-2.48	3.11	-0.80	0.43
$C_{(30)}$	-6.42	2.99	-2.15	0.03
$C_{(31)}$	-0.02	0.18	-0.09	0.93
$C_{(32)}$	0.10	0.09	1.14	0.26

Fuente: Elaboración propia.

A continuación se presentan los resultados del análisis de impulso respuesta de las variables relevantes en el modelo. Como se aprecia en la Figura 3, un impacto de una desviación estándar de la descomposición de Cholesky en la base monetaria no presenta ningún tipo de efecto sobre el índice bursátil ajustado durante el primer trimestre, durante el segundo trimestre se registra un impacto negativo que llega a -0.05, mientras que en el tercer trimestre se tiene un impacto positivo de 0.01, este impacto se va desvaneciendo hasta el sexto trimestre.

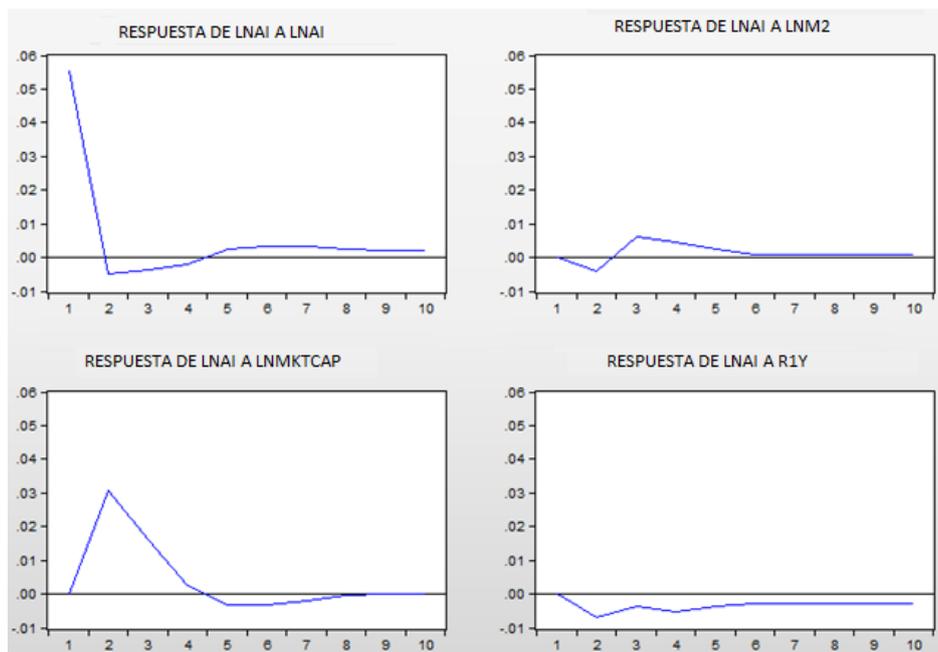


Figura 3 – Análisis Impulso Respuesta.
Fuente: Elaboración Propia.

Análogamente, la capitalización de mercado no tiene ningún impacto contemporáneo en el índice bursátil ajustado, sin embargo, un cambio en capitalización de mercado de una desviación estándar de la descomposición de Cholesky, produce un impacto de 0.03 en el índice bursátil en el segundo trimestre, este impacto se va desvaneciendo hasta el cuarto trimestre presentando un impacto mínimo no significativo del trimestre quinto al octavo.

Las respuestas sobre el índice bursátil ajustado por cambios en la tasa de interés son los esperados según la teoría, un incremento en la tasa de interés si bien no tiene un impacto contemporáneo sobre el índice bursátil ajustado se presenta un impacto en el segundo trimestre que alcanza el -0.01, reduciéndose levemente hasta el décimo trimestre. En la Figura 4 se presentan las funciones de impulso respuesta de todas las variables consideradas en el modelo VEC.

Dados los resultados de la descomposición de varianzas por el método de Cholesky que se presentan en la Figura 4, se observa que gran parte de la varianza en el Índice Bursátil es causada no por la Base Monetaria ni por la Capitalización de Mercado, sino por la Tasa de Interés y el mismo Índice Bursátil en sus rezagos. Se aprecia que a partir del primer trimestre y hasta el tercero la varianza del Índice Bursátil se debe al mismo índice en un 70%, mientras que esta se explica en un 26% por la Tasa de Interés, finalmente explican la varianza, con valores menores de 1% y 3% la primera diferencia de la Capitalización de Mercado y la primera diferencia de Base Monetaria.

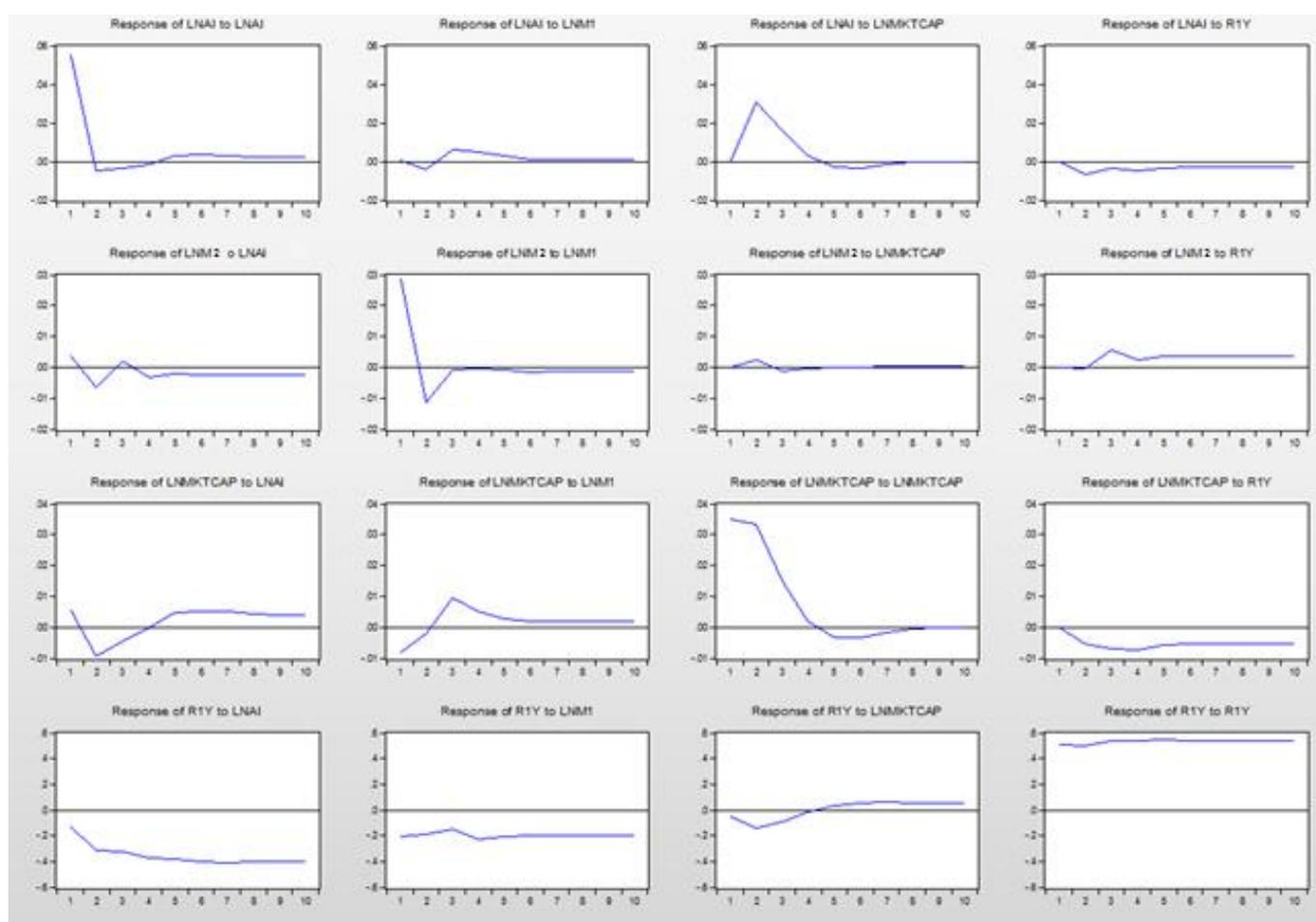


Figura 4 – Impulso Respuesta Modelo VEC a 10 periodos de rezago.
Fuente: Elaboración propia.

Una vez determinado el modelo es necesario realizar un análisis de causalidad tanto de corto como largo plazo entre las variables. Del análisis de coeficientes y valores P se observa que dado que el valor del coeficiente de $C_{(1)}$ es negativo y es estadísticamente significativo, se infiere que existe causalidad de largo plazo entre la primera diferencia del Índice Bursátil Ajustado en un rezago, la primera diferencia de la Tasa de Interés en un rezago y el Índice Bursátil Ajustado sin rezagos en el caso de EC1. Las características de los dos coeficientes de EC2 y EC3 indican que no existe causalidad de largo plazo entre las variables dependientes e independientes en cada caso.

En el caso de la causalidad en la ecuación (8), solamente $C_{(10)}$ cumple los criterios que indican que existe causalidad de largo plazo entre la primera diferencia de la Base Monetaria en un rezago, la primera diferencia de la Tasa de Interés en un rezago y la primera diferencia de la Base Monetaria.

Para el análisis de causalidad de la ecuación (9), se observa que los coeficientes de EC1 y EC3 son negativos y significativos lo que indica una causalidad de largo plazo de las primeras diferencias del Índice Bursátil Ajustado en un rezago y la primera diferencia de la tasa de Interés en un rezago a la primera diferencia de la Capitalización de Mercado. Análogamente, existe causalidad de largo plazo de la primera diferencia de la Capitalización de Mercado en un rezago y la primera diferencia de la Tasa de Interés en un rezago a la primera diferencia de la Capitalización de Mercado.

Finalmente, según la ecuación (10) se evidencia que existe causalidad de largo plazo de la primera diferencia del Índice Bursátil Ajustado en un rezago y la primera diferencia de la Tasa de Interés en un rezago a la primera diferencia de la Tasa de Interés. Se presentan las funciones de impulso respuesta de todas las variables en 10 rezagos en la Figura 4. Para poder determinar la causalidad de corto plazo se utilizó el test de Wald, el mismo dio por resultado que no existe causalidad de corto plazo para ninguna de las variables excepto una, de esto se infiere que el diferencial de la Capitalización de Mercado origina, en el corto plazo, al diferencial de la Tasa de Interés.

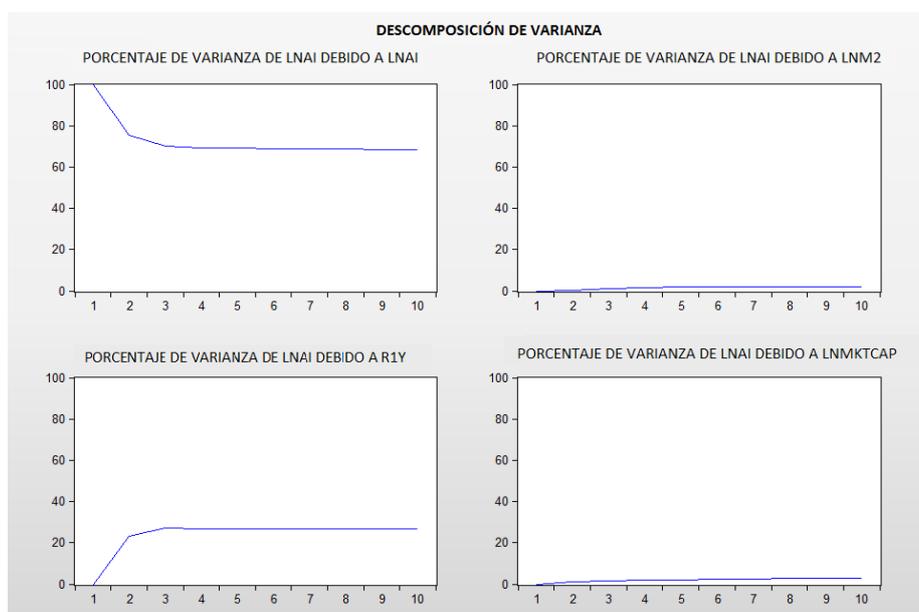


Figura 5 – Descomposición de Varianza de Cholesky, Modelo VEC.
Fuente: Elaboración propia.

5. CONCLUSIONES

En el presente trabajo se logró establecer una relación negativa entre las tasas de interés y los precios de las acciones en el mercado bursátil, así mismo se corroboró una relación negativa entre cambios en las tasas de interés y la base monetaria, de tal forma que existe una relación positiva indirecta entre un incremento en la base monetaria y un incremento generalizado en los precios de las acciones.

El análisis se realizó mediante la construcción de un índice bursátil ajustado compuesto por el precio ponderado de más de 5900 acciones de empresas estadounidenses que se utilizó como proxy de inflación bursátil. A partir de la obtención de esta variable y habiendo analizado los datos trimestrales de la última década, se estableció una relación causal entre todas las variables, habiéndose comprobado la existencia de causalidad bilateral en múltiples rezagos. Se identificó un modelo de vectores autoregresivos para explicar las relaciones entre variables. Una vez establecido el VAR irrestricto se determinó el número de rezagos óptimo realizando un análisis de la estructura de rezagos, para luego realizar el test de Johansen con el objetivo de identificar cointegración entre variables, se identificaron tres ecuaciones cointegradas, por lo que la especificación del modelo cambió para convertirse en un VAR restringido o modelo de Vectores de Corrección del Error.

Una vez obtenida la especificación del modelo, se analizó la significancia estadística de las variables, logrando identificar relaciones importantes, siendo la de mayor relevancia la causalidad de largo plazo entre tasas de interés y el índice bursátil ajustado. Esto quiere decir que incrementos de la tasa de interés causan decrementos en el índice bursátil ajustado. Este resultado no es inesperado, ya que la teoría sugiere que los precios de los activos están indirectamente relacionados a la tasa de interés real. Por otro lado, se pudo establecer una relación positiva entre la base monetaria y el Índice Bursátil Ajustado, esta relación es de carácter indirecto ya que se encontró una realización negativa estadísticamente significativa entre la tasa de interés y la base monetaria, así como una relación negativa significativa

con el Índice Bursátil Ajustado, por lo que es posible inferir una relación positiva entre incrementos en la Base Monetaria e incrementos en el Índice Bursátil. Lo último constituye evidencia empírica sobre la existencia de inflación bursátil, lo que sugiere que, al menos parcialmente, el incremento de precios de las acciones de las empresas incluidas en el índice calculado es producto de un decremento en tasas de interés y un incremento de la cantidad de dinero en la economía y no es producto de una administración eficiente de las empresas, de las cuales las acciones representan valor patrimonial, que conduzca a la generación real de valor.

La formulación empírica del modelo comprobó la dirección teórica de las relaciones entre variables utilizadas. Es necesario aclarar que la relación entre la Tasa de Interés Real y los precios de las acciones, fue robustamente comprobada a través de los resultados de las funciones de impulso respuesta y la descomposición de varianzas, sin embargo, la relación directa entre incrementos en la Base Monetaria e incrementos en el Índice Bursátil Ajustado no fue robustamente comprobada por el presente estudio. Como se evidenció en la descomposición de varianzas, solamente un 3% de la varianza del índice bursátil ajustado es explicado por la base monetaria, por lo que no se puede inferir una relación directa entre los precios generalizados de las acciones y la cantidad de dinero en la economía.

El modelo presentado puede ser utilizado para realizar estimaciones de crecimientos reales de empresas una vez descontado el crecimiento producido por factores externos como ser la Capitalización de Mercado, la Base Monetaria y las Tasas de Interés Real.

El presente trabajo constituye un primer paso hacia la comprensión de los condicionantes modernos del valor de las empresas cotizadas públicamente, ante las implicaciones de la existencia de inflación bursátil es necesaria una investigación a profundidad que establezca robustamente el impacto de la Base Monetaria sobre los precios de las acciones para poder obtener un estimador de inflación bursátil que permita distinguir el valor real y el valor nominal de diferentes activos financieros, así mismo determinar montos precisos de base monetaria absorbidos a través de mercados bursátiles para tener una mejor comprensión sobre este efecto.

6. BIBLIOGRAFÍA

- [1] R. Cohen et al. "Money Illusion in the Stock Market: The Modigliani-Cohn Hypothesis." in *National Bureau of Economic Research*, 2005.
- [2] J. Estrada. "The Fed Model: A Note." in *Finance Research Letters*. vol. 3, no. 2006, pp. 14-22, 2005.
- [3] C. Asness. "Fight the FED Model." *Journal of Portfolio Management*, pp. 11-24, 2003.
- [4] C. Asness. "Stocks versus Bonds: Explaining the Equity Risk Premium." *Financial Analyst Journal*, vol. 56, no. 2, pp. 96-112, 2000.
- [5] K. Brunner. "The Role of Money and Monetary Policy." *Federal Reserve Bank of St Louis in its journal Review*, pp. 8-24, 1961.
- [6] Princeton University Press, *A Monetary History of the United States*. M. Friedman, Schwartz A.J, 1963.
- [7] J. Tobin. "Commercial Banks as Creators of "Money"." *Cowles Foundation in Economic Research*, vol. 159, no. 245, pp. 154-157, 1963.
- [8] R. Rogalski and J. Vinso. "Stock Returns, Money Supply and the Direction of Causality." *Journal of Finance*, no. 32, pp. 1017-1030, 1977.
- [9] K. Homa and D. Jaffee. "The supply of money and common stock prices." *The Journal of Finance*, no. 26, 1971.
- [10] B. Bernanke and K. Kuttner. "What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?" in *National Bureau of Economic Research*, WP10402, 2005.
- [11] C. Borio PL. "Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus." in *Bank of International Settlements*, pp.114, 2002.
- [12] E. Fama and W. Schwert. "Asset Returns and Inflation." *Journal of Financial Economics*, 1977.
- [13] M. Goodfriend. "Inflation Targeting in the United States?" in *National Bureau of Economic Research*, WP9981, 2003.
- [14] K. Kelly. *The Case for Legalizing Capitalism*. Alabama: Ludwig von Mises Institute, pp. 493, 2010.
- [15] B. Bernanke et al. "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework," in *National Bureau of Economic Research*, pp. 1-75, 1998.
- [16] S. Cecchetti. "Asset Prices and Central Bank Policy," in *The Geneva Report on the World Economy*, no. 2, pp.1-152, 2000.
- [17] B. Bernanke and M. Gertler. "Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices." in *The American Economic Review*, vol. 91, no. 2, pp. 253-7, 2001.
- [18] S. Cecchetti. "Asset Prices in a Flexible Inflation Targeting Framework." in *National Bureau of Economic Research*, pp. 1-24, . 2002.
- [19] J. Stock and M. Watson. "Has the Business Cycle Changed and Why?" in *National Bureau of Economic Research*, no. 17, pp. 1-73, 2003.

- [20] C. Goodhart. "Global Macroeconomic and Financial Supervision: Where Next?" in *National Bureau of Economic Research*, pp. 1-32, 2011.
- [21] D. Hendry. *Dynamic Econometrics*. 5th ed., Great Britain. 2005.
- [22] S. Johansen. "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control*, no. 12, 1988.
- [23] P. H. Phillips. "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) processes." in *Review of Economic Studies*, pp. 99-125, 1990.
- [24] J. Stock and A. Watson. "Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems." in *Econometrica*, no. 61, 1993.