

**RELACIÓN DE LARGO PLAZO ENTRE EL ÍNDICE DE MISERIA Y
EL COMPORTAMIENTO DEL MERCADO ACCIONARIO: UNA
APROXIMACIÓN PARA EL CASO COLOMBIANO.**

LUIS EDUARDO JARAMILLO F.

PROYECTO DE GRADO II

PROFESOR:

JULIO CÉSAR ALONSO

UNIVERSIDAD ICESI

FACULTAD DE CIENCIAS ADMINISTRATIVAS Y ECONÓMICAS

PROGRAMA DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS INTERNACIONALES

SANTIAGO DE CALI

25 DE MAYO DE 2012

**Relación de largo plazo entre el Índice de Miseria y el comportamiento del mercado accionario:
una aproximación al caso colombiano.**

Julio César Alonso

Luis Eduardo Jaramillo

Universidad Icesi

Resumen

Este documento tiene como finalidad analizar la existencia de una relación de largo plazo entre el índice de miseria y el comportamiento del mercado accionario en Colombia. Para ello, se emplean datos mensuales para el periodo entre septiembre de 2001 y Julio de 2011. La idea detrás del análisis es la relación esperada entre el sector real de la economía y el mercado de valores. Utilizando un modelo VAR y sus respectivos análisis de descomposición de varianza y de funciones impulso respuesta, se encontró cointegración entre ambas series, así como una causalidad a la Granger desde el índice de miseria hacia la bolsa de valores. El documento concluye proponiendo el índice de miseria como una herramienta para predecir, en el caso colombiano, el comportamiento futuro del mercado accionario.

Palabras clave: Índice de miseria, Mercado accionario, Cointegración, Colombia

Abstract

The main purpose of this article is to examine the potential existence of a long-term relationship between the misery index and the stock market for the Colombian case. We use monthly data for the period between September 2001 and July 2011. The idea behind our analysis is the expected relation between the real economy and the stock market. Using a VAR model, and its respective variance decomposition and impulse response functions, we found the existence of cointegration between both series, as well as a Granger causality from the misery index to the stock market. This paper concludes by suggesting the misery index as a tool for predicting the future performance of the stock market for the Colombian case.

Key words: Misery index, stock market, Cointegration, Colombia

1. Introducción

El mercado de capitales de una economía es el encargado de la transformación del ahorro en inversión, por medio de la asignación y distribución de los diferentes recursos entre hogares y empresas. Dada la importancia de este mercado en la economía, acentuada por los procesos de globalización, liberalización y desregulación financiera, diferentes autores han adelantado estudios para analizar la relación entre los mercados accionarios y el crecimiento económico.

Entre las razones para establecer una relación positiva entre el mercado de capitales y la evolución del agregado de la economía, se encuentran la estimulación del ahorro, el incremento de la productividad del capital ligado a la mayor liquidez y el aliento de la inversión, impulsado por la asignación eficiente de recursos y la diversificación del riesgo¹. Por su parte, autores como Stiglitz (1985) se basan en los problemas de información asimétrica presentes en los mercados financieros, para establecer que las decisiones de los agentes son subóptimas y que las políticas monetarias y cambiarias son ineficaces.

En lo que respecta a la evidencia empírica, se destaca el trabajo de Fama (1990), el cual concluye que el comportamiento de la economía real determina los rendimientos del mercado accionario y el de Nasseh y Strauss (2000) que encuentra una relación de largo plazo entre los precios de las acciones y la actividad industrial de las economías más grandes de Europa y una relación de causalidad unidireccional desde la bolsa de valores hacia la economía real. En cuanto a América Latina, la literatura disponible es escasa y se limita a unos cuantos países. Por ejemplo, Brugger y Ortiz (2012) estudian la relación entre los índices accionarios de Argentina, Brasil, Chile y México con el desempeño de su economía real, a través de la evolución del Producto Interno Bruto (PIB) de cada país. Los autores, concluyen la presencia de una relación de largo plazo entre ambas variables para cada uno de esos países y destacan la evidencia de una relación de causalidad, en donde, el mercado de valores influye en el nivel de actividad económica, pero, no al contrario, sugiriendo que el comportamiento de esos cuatro índices accionarios no responden a los fundamentales de la economía sino que se basan en su historia y las expectativas.

Con base en lo anterior, el propósito central de este documento es contribuir a la discusión de la relación entre actividad económica y mercado de capitales, al determinar la existencia o no de cointegración entre el índice de miseria (sumatoria simple entre las tasas de inflación y desempleo) y el Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia, IGBC, así como identificar una posible relación de causalidad a la Granger entre estas dos variables que permita establecer, para el caso colombiano, la relación entre el desempeño del mercado accionario y la economía real (representada por la dinámica de los precios y del mercado laboral). Finalmente, se pretende estudiar la posible utilización del índice de miseria como un instrumento para predecir el comportamiento del IGBC.

¹ Véase Demirguc-Kunt y Levine (1996), Levine (1997), Mishkin (2001) y Enisan y Olufisayo (2009)

2. El índice de Miseria: Una medida de descontento económico.

Janssen (1971) destacó el Índice de Miseria (IM), creado por Arthur Okun, como una medida de descontento económico. Este índice, construido a través de la sumatoria simple de las tasas de desempleo e inflación en un periodo determinado, se convirtió en una función de pérdida que refleja los costos sociales más evidentes de un país, reconociendo el impacto de la desocupación y del incremento del nivel de precios sobre el bienestar socioeconómico de los individuos.

Si bien una de las características principales del indicador es la facilidad con la que se puede construir, este factor también ha sido el punto de partida para las principales críticas que han surgido desde su aparición. Según Barro (1999), el cálculo debería incluir también el crecimiento económico y la tasa de interés. Esta nueva versión fue empleada por él para analizar la evolución del desempeño macroeconómico en el periodo 1953-1998 y como una medida de éxito de la política económica adelantada por los diferentes gobiernos de turno.

Sin embargo, la cantidad y pertinencia de las variables incluidas no es la única observación crítica que se le ha hecho al IM. Otros autores no consideran pertinente el supuesto implícito en el IM original de una relación marginal de sustitución unitaria entre la tasa de desempleo y el nivel de inflación. Más exactamente, en la literatura de los ciclos económicos y políticos, MacRae (1977) y Nordhaus (1989), trabajaron con funciones de pérdida de forma cuadrática en el desempleo y la inflación. Por otro lado, Di Tella (2001) adelantó un estudio que relacionó el nivel de satisfacción de los individuos encuestados con los niveles de desempleo e inflación en 12 países europeos entre los años 1975 y 1991 y de los Estados Unidos entre 1972 y 1994. La ponderación del nivel de desocupación fue considerablemente superior a la de la variación del nivel de precios. La conclusión a la que llega el autor por medio de una serie de modelos estimados teniendo en cuenta la información de bienestar reportada, es que el IM tradicional subvalora la pérdida asociada al desempleo.

Ante estas críticas con respecto a la especificación de la forma funcional así como de las ponderaciones utilizadas, autores como Lovell y Tien (2000) muestran evidencia de que la relación es lineal y no cuadrática, al tiempo que Welsch (2007), encuentra que ponderaciones similares para ambas tasas capturan correctamente el *trade-off* presente entre desempleo e inflación. Con base en lo anterior, concluyen que el IM propuesto originalmente por Okun, efectivamente constituye una buena aproximación al nivel de malestar económico al que se ve enfrentada la población, si bien destacan la necesidad de incluir variables adicionales.

Por último, otra literatura desde la que se ha criticado al IM de Okun es la de la justicia distributiva. Autores como Asher et al (1993) establecen que el IM no es un indicador preciso por medio del cual se pueda hacer una evaluación de la gestión de los gobiernos en materia macroeconómica ya que presenta dos grandes problemas: i) desconoce el impacto que tienen los *shocks* de oferta sobre las tasas de inflación y de desempleo (componentes del IM)² y ii) se concentra en el crecimiento y la estabilidad de la economía, desconociendo el papel fundamental

² Lo cual llevaría a que se sub o sobrevalore el papel del gobierno en la coyuntura económica.

que juega la justicia distributiva, es decir, la repartición equitativa de las ganancias del crecimiento entre los miembros de la sociedad.

Debido a su naturaleza, el IM ha sido utilizado tradicionalmente, entre otros casos, para analizar su relación con el nivel de consumo en los Estados Unidos (Lovell y Tien, 2000), nivel de satisfacción de la población en 12 países europeos³ entre 1992 y 2002 (Welsch, 2007) y su capacidad de histéresis bajo el efecto de demanda inducida en 45 países y 12 municipios colombianos (Riascos, 2009).

3. Datos y Metodología.

En este estudio se emplearon datos mensuales para el periodo entre 2001:9 y 2011:7 de las siguientes variables: Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia, (IGBC), Tasa de desempleo trimestre móvil a nivel nacional y Tasa de inflación anual⁴. Por su parte, el Índice de Miseria (IM) se calcula como la sumatoria simple de las tasas de desempleo e inflación para cada mes. La información correspondiente al IGBC y la tasa de inflación es obtenida del Banco de la República de Colombia, mientras que el desempleo trimestre móvil proviene del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Tanto el IM como el IGBC, se expresan en logaritmos⁵: LOGIM y LOGIGBC respectivamente.

Al trabajar con series de tiempo, un primer paso es identificar el orden de integración de los procesos generadores de datos, (DGP, por su sigla en inglés). Con base en lo anterior, para determinar la existencia de raíces unitarias, se empleó inicialmente la prueba aumentada de Dickey y Fuller (ADF, 1981). Teniendo en cuenta el comportamiento histórico de las series, se contrastó la hipótesis nula de raíz unitaria con *drift* versus la hipótesis alterna de un proceso estacionario alrededor de una tendencia. Adicional a la ADF, se utilizaron los test de Phillips-Perron (1988), KPSS (Kwiatkowsky et al, 1992), el test de Zivot y Andrews (1992) y la prueba no paramétrica de Breitung (2002). En la Tabla 1, se presentan los resultados de las diferentes pruebas tanto para los niveles de las series como para sus primeras diferencias. La evidencia contenida en la Tabla 1 sugiere que LOGIGBC y LOGIM son integradas de orden 1 (I(1)).

³ Alemania, Bélgica, Dinamarca, España, Francia, Gran Bretaña, Grecia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Países Bajos y Portugal

⁴ La Tasa de inflación anual se calcula como la variación porcentual del Índice de Precios al Consumidor (IPC) de un mes determinado con respecto al índice del mismo mes en el año inmediatamente anterior.

⁵ Para los gráficos de las series, ver Anexo.

Tabla 1. Pruebas de raíces unitarias para LOGIGBC y LOGIM. 2001:9-2011:7

	Niveles					Primeras diferencias/1				
	ADF	PP	KPSS	Breitung (2002)/2	ZA	ADF	PP	KPSS	Breitung (2002)/2	ZA
LOGIGBC	-1,54	-1,1586	0,232 (+++)	0,02138	-3,8159	-9,782 (***)	-10,120 (***)	0,3761	0,00387 (**)	-10,8067 (***)
LOGIM	-2,95	-2,5095	0,094	0,00600	-4,7282	-7,272 (***)	-6,7243 (***)	0,0655	0,00042 (**)	-5,9663 (***)

ADF, PP, Breitung y ZA: Corresponden a los respectivos estadísticos de la prueba de estacionariedad correspondiente.

KPSS: Corresponde al estadístico de la prueba de raíces unitarias de Kwiatkowski et al.

(+++): Se rechaza la hipótesis nula de un proceso estacionario alrededor de una tendencia con un nivel de confianza del 99%

(**): Se rechaza la hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria con un nivel de confianza del 95%

(***): Se rechaza la hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria con un nivel de confianza del 99%

/1: En ambos casos, las primeras diferencias no presentan una tendencia en el tiempo y por eso, no fue incluida en la respectiva hipótesis.

/2: La decisión se basa en valores críticos simulados a partir de 1000 repeticiones para un proceso gaussiano.

Fuente: Cálculos propios

Una vez se ha establecido el orden de integración de las series, se procede a la verificación de una relación a largo plazo entre las variables LOGIGBC y LOGIM. Esto último se logra con base en diferentes pruebas de cointegración como la de Engle y Granger (1987) y la multivariada de Johansen (1988). De existir dicha relación, incluso si una serie se ve afectada por diferentes *shocks*, en el largo plazo las dos se mantendrán “unidas”. Por el contrario, un resultado negativo en la prueba indica que cada una de las variables está presentando un comportamiento independiente.

Si los resultados anteriores sugieren que efectivamente LOGIGBC y LOGIM están cointegradas para Colombia, es posible emplear la prueba de causalidad de Granger, la función impulso respuesta y la descomposición de varianza, así como la estimación del modelo de corrección de errores para ver cómo las variables se ajustan en el corto plazo ante desequilibrios de largo plazo.

4. Relación de largo plazo.

En la Tabla 2 se pueden ver los resultados de la prueba de Engle y Granger (1987), los cuales indican que se puede establecer una relación de largo plazo entre las variables a un nivel de significancia del 5%⁶.

Tabla 2. Prueba de cointegración de Engle y Granger

	Estadístico t
LOGIGBC ~ LOGIM	-3,451 (**)

(**): Se rechaza la hipótesis nula de no cointegración con un 95% de confianza.

Fuente: Cálculos propios

Para el caso de la prueba multivariada de Johansen, el primer paso es identificar el número de rezagos a incluir en el modelo VAR y por lo tanto, se recurre a la minimización de los diferentes

⁶ Empleando una ecuación de cointegración que tiene LOGIGBC como variable endógena

criterios de información. Los criterios de Akaike (AIC) y el de Error Final de Predicción⁷ (FPE) sugieren un total de siete rezagos, mientras que el de Hannan-Quinn (HQ) y el de Schwarz (SC) establecen dos rezagos como el nivel óptimo.

Dada la divergencia en los resultados, se emplean las pruebas de autocorrelación de Breusch-Godfrey (1978), Edgerton y Shukur (1999) y el Test de Portmanteau, determinando que el modelo libre de correlación serial de los errores es un VAR con siete rezagos.

Una vez se tiene definido este modelo VAR a trabajar, se realiza el test de Johansen (1988) tanto en su versión *Lambda max* como en la versión *Trace test*. Ambos resultados se presentan en la Tabla 3.

Tabla 3. Prueba de cointegración de Johansen

Ho	Ha	λ -max	Trace statistic
		Estadístico	Estadístico
r=0	r \geq 1	20,17 (**)	26,22 (***)
r \leq 1	r=2	6,06	6,06

(**): Rechaza Ho con un nivel de confianza del 95%

(***): Rechaza Ho con un nivel de confianza del 99%

Fuente: Cálculos propios

En el caso de la versión *Lambda max* se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración con un nivel de confianza del 95%. Dicho nivel de confianza alcanza el 99% en la versión *Trace statistic*. Por lo tanto, se puede concluir que de acuerdo con la prueba de Johansen (1988), sí hay una relación de largo plazo entre las variables.

Características de la relación entre IM e IGBC

Las pruebas de causalidad entre el logaritmo del índice accionario colombiano y el logaritmo del índice de miseria, se reportan en la Tabla 4. Como se puede ver, se encontró que hay evidencia suficiente para afirmar con un 90% de confianza que existe una relación de causalidad a la Granger desde el LOGIM hacia el LOGIGBC. Por su parte, la causalidad en dirección inversa no es estadísticamente diferente de cero. Estos resultados, son importantes en la medida en que sugieren que cambios en el IM anteceden a cambios del IGBC, pero, no al contrario. Por lo tanto, el IM podría ser utilizado como un instrumento para pronosticar el comportamiento futuro del mercado accionario en el país.

Tabla 4. Prueba de Causalidad de Granger

Prueba de Causalidad de Granger: LOGIGBC ~ LOGIM			
Res. Df	Df	F	Valor P
104	-7	1,8046	0,09494

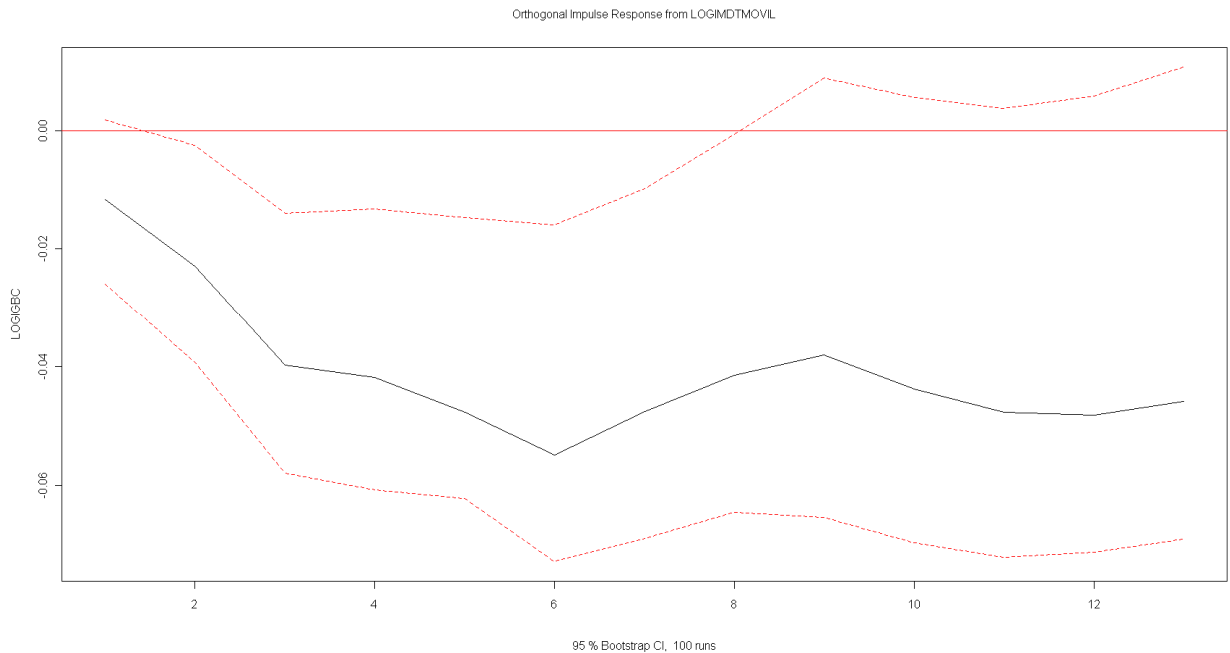
⁷ El cual determina la significancia conjunta de los coeficientes asociados al último rezago.

Prueba de Causalidad de Granger: LOGIM ~ LOGIGBC			
Res. Df	Df	F	Valor P
104	-7	1,0038	0,4334

Fuente: Cálculos propios

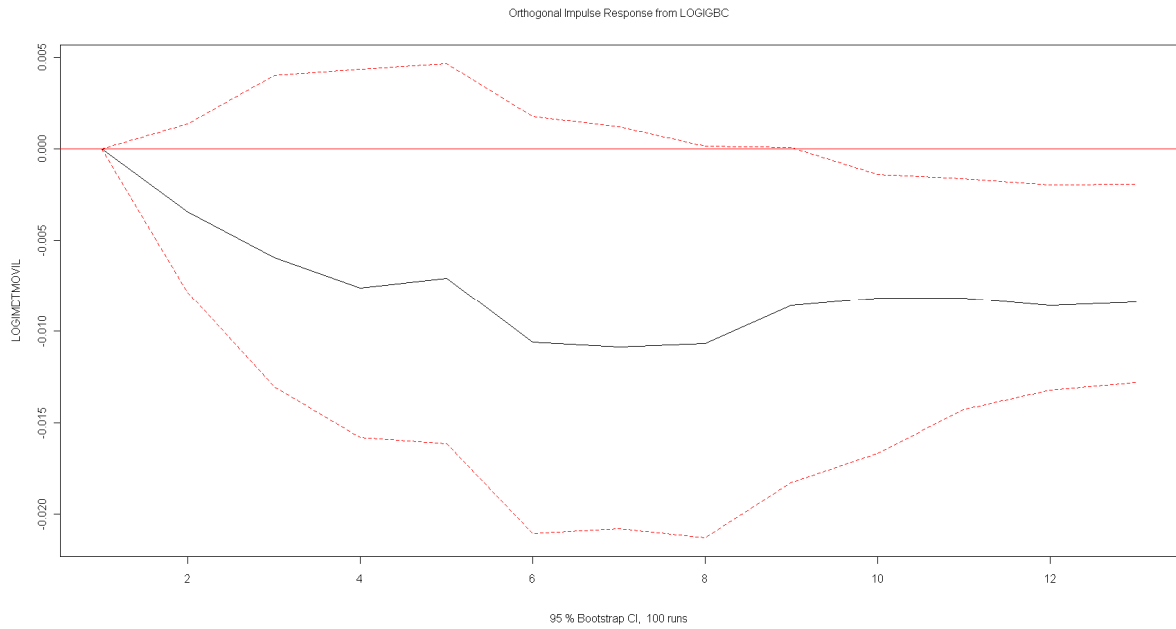
Una manera alternativa de ratificar los resultados de la prueba de Granger consiste en estudiar los efectos que distintos impulsos inesperados pueden generar en las variables incluidas en el modelo VAR. En el Gráfico 1 se puede ver la respuesta del IGBC (en logaritmos) frente a un impulso del IM (en logaritmos) en un horizonte de 12 periodos. Con un 95% de confianza, durante los primeros periodos, el índice accionario colombiano cae ante un aumento sorpresivo del índice de miseria. Sin embargo, después del octavo periodo el efecto desaparece. Por su parte, el Gráfico 2 refleja que la respuesta del IM ante una innovación inesperada del IGBC solo es estadísticamente diferente de cero y negativa a partir del noveno periodo.

Gráfico 1. Respuesta del IGBC ante impulsos en el IM (en logaritmos)



Fuente: Cálculos propios

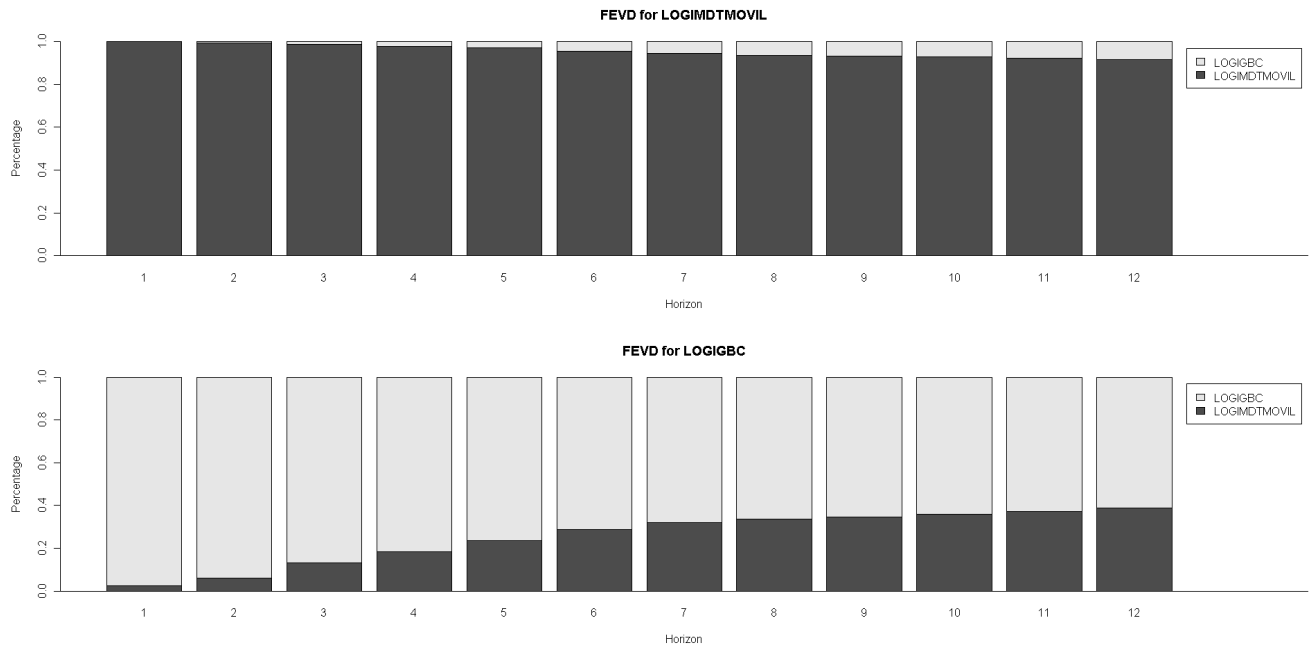
Gráfico 2. Respuesta del IM ante impulsos en el IGBC (en logaritmos)



Fuente: Cálculos propios

Otro instrumento útil en el análisis de la relación de corto plazo entre el índice de miseria y el comportamiento del mercado accionario en Colombia es la descomposición de varianza, la cual permite discriminar los efectos que tienen cada uno de los shocks del sistema en el total de la variación de las variables endógenas. El Gráfico 3 muestra que para el caso del LOGIM, el efecto que tienen los cambios del LOGIGBC sobre su varianza es diferente de cero solo desde el tercer periodo y al final de los 12 periodos, no alcanza a representar el 10% del total de la varianza. Por su parte, en la varianza del LOGIGBC, el efecto de los cambios en el IM se ve reflejado desde el primer periodo y representa, después de un tiempo, alrededor del 40% de la varianza total del índice del mercado de valores. En otras palabras, el 40% de lo que ocurre después de 12 periodos con el índice accionario colombiano, puede ser explicado por el IM.

Gráfico 3. Descomposición de varianza



Fuente: Cálculos propios

Finalmente, el modelo de corrección de errores presentado en la Tabla 5, permite ver que ante desequilibrios positivos en la relación de largo plazo entre el IGBC y el IM para Colombia, con un 99% de confianza, será el mercado accionario el que se ajustará hacia la baja en el corto plazo para volver al equilibrio. Por su parte, el sector real de la economía (representado por el IM) no presenta un ajuste estadísticamente significativo a desequilibrios en la relación a largo plazo.

Tabla 5. Modelo de Corrección de Errores

Modelo de Corrección de Errores		
Estadístico t entre paréntesis		
	FIML	
	Δ LOGIGBC	Δ LOGIM
TCE	-0,347 (-3,992)***	-0,041 (-1,161)
Δ LOGIMt-1	-0,435 (-1,745)*	0,430 (4,234)***
Δ LOGIGBct-1	0,009 (0,095)	-0,056 (-1,386)
Δ LOGIMt-2	-0,491 (-1,827)*	-0,144 (-1,320)
Δ LOGIGBct-2	-0,105 (-1,068)	-0,021 (-0,516)
Δ LOGIMt-3	-0,006 (-0,023)	-0,462 (-4,237)***
Δ LOGIGBct-3	-0,167 (-1,699)*	-0,024 (-0,589)
Δ LOGIMt-4	-0,632 (-2,287)**	0,2 (1,770)*
Δ LOGIGBct-4	-0,104 (-1,048)	-0,021 (-0,513)
Δ LOGIMt-5	-0,578 (-2,045)**	-0,047 (-0,409)
Δ LOGIGBct-5	-0,084 (-0,854)	-0,071 (-1,755)*
Δ LOGIMt-6	0,114 (0,433)	0,008 (0,074)
Δ LOGIGBct-6	-0,250 (-2,573)**	0,004 (0,107)
R ²	0,2509	0,4196
R ² Ajustado	0,1525	0,3433
Valor p	0,004519	2,05e-07

* Nivel de significancia 10%

** Nivel de significancia 5%

*** Nivel de significancia 1%

FIML: *Full Information Maximum Likelihood*

Fuente: Cálculos propios

5. Conclusiones

El Índice de Miseria lleva cuarenta años sirviendo como un indicador de descontento económico y como objeto de estudio de diferentes disciplinas. Con el paso de los años, se ha empleado para estudiar su relación con el consumo y con la percepción de bienestar de individuos de diferentes países alrededor del mundo. En este documento, se trabaja con el IM propuesto originalmente por Okun (sumatoria simple de las tasas de desempleo y de inflación) para determinar la existencia de una relación de largo plazo entre este y el Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia, (IGBC).

Los resultados permiten establecer que efectivamente ambas series están cointegradas y además, se encontró que cambios en el IM anteceden a cambios del IGBC, pero, no al contrario, sugiriendo que la dinámica de los precios y del empleo en Colombia, no están determinados por el mercado de capitales. Finalmente, los resultados de la descomposición de varianza y de la función de impulso respuesta, sugieren que el IM podría ser empleado como un instrumento para predecir el comportamiento del mercado accionario colombiano.

6. Referencias

Asher, Martin; Robert Defina y Kishor Thanawala. 1993. "The Misery Index: Only Part of the Story." *Challenge*, Vol. 36, No.2, pp. 58-62.

Barro, Robert. 1999. "Reagan Vs. Clinton: Who's the Economic Champ?," En *Business Week*.

Brugger, Samuel y Edgar Ortiz. 2012. "Mercados Accionarios Y Su Relación Con La Economía Real En América Latina." *Revista Problemas del Desarrollo*, Vol.168 (No.43), pp. 63-93.

Demirgüç-Kunt, Asli y Ross Levine. 1996. "Stock Market, Corporate Finance and Economic Growth: An Overview." *The World Bank Economic Review*, Vol.10 (No.2), pp. 223-39.

Di Tella, Rafael; Robert MacCulloch y Andrew Oswald. 2001. "Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness." *The American Economic Review*, Vol. 91, (No. 1), pp. 335-41.

Enisan, Akinlo y Akinlo Olufisayo. 2009. "Stock Market Development and Economic Growth; Evidence from Seven Sub-Saharan African Countries." *Journal of Economics and Business*, Vol.61(No.2), pp. 162-71.

Fama, Eugene. 1990. "Stock Returns and Real Activity." *The Journal of Finance*, Vol.45 (No.4), pp. 1089-1108.

Janssen, Richard. 1971. "Appraisal of Current Trends in Business and Finance," In *The Wall Street Journal*.

Levine, Ross. 1997. "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda." *Journal of Economic Literature*, Vol.35 (No.2), pp. 688-726.

Lovell, Michael. 1975. "Why Was the Consumer Feeling So Sad?" *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.2, pp. 473-79.

Lovell, Michael y Pao-Lin Tien. 2000. "Economic Discomfort and Consumer Sentiment." *Easter Economic Journal*, Vol. 26, No.1, pp. 1-8.

MacRae, Duncan. 1977. "A Political Model of the Business Cycle." *Journal of Political Economy*, Vol.85 (No.2), pp. 239-63.

Nasseh, Alireza y Jack Strauss. 2000. "Stock Prices and Domestic and International Activity: A Cointegration Approach." *The Quarterly Reviews of Economics and Finance*, Vol.40 (No.2), pp. 229-45.

Nordhaus, William. 1989. "Alternative Approaches to the Political Business Cycle." *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.20 (No.2), pp. 1-68.

Riascos, Julio. 2009. "El Índice De Malestar Económico O Índice De Miseria De Okun: Breve Análisis De Casos, 2001-2008." *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Nariño*, Vol. 10, No. 2.

Stiglitz, Joseph. 1985. "Credit Markets and the Control of Capital." *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.17(No.2), pp. 133-52.

Welsch, Heinz. 2007. "Macroeconomics and Life Satisfaction: Revisiting The "Misery Index"." *Journal of Applied Economics*, Vol 10, No. 12, pp. 237-51.

Anexo. Gráfico de las series LOGIGBC Y LOGIM

Gráfico 1. Logaritmo del Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia (LOGIGBC)

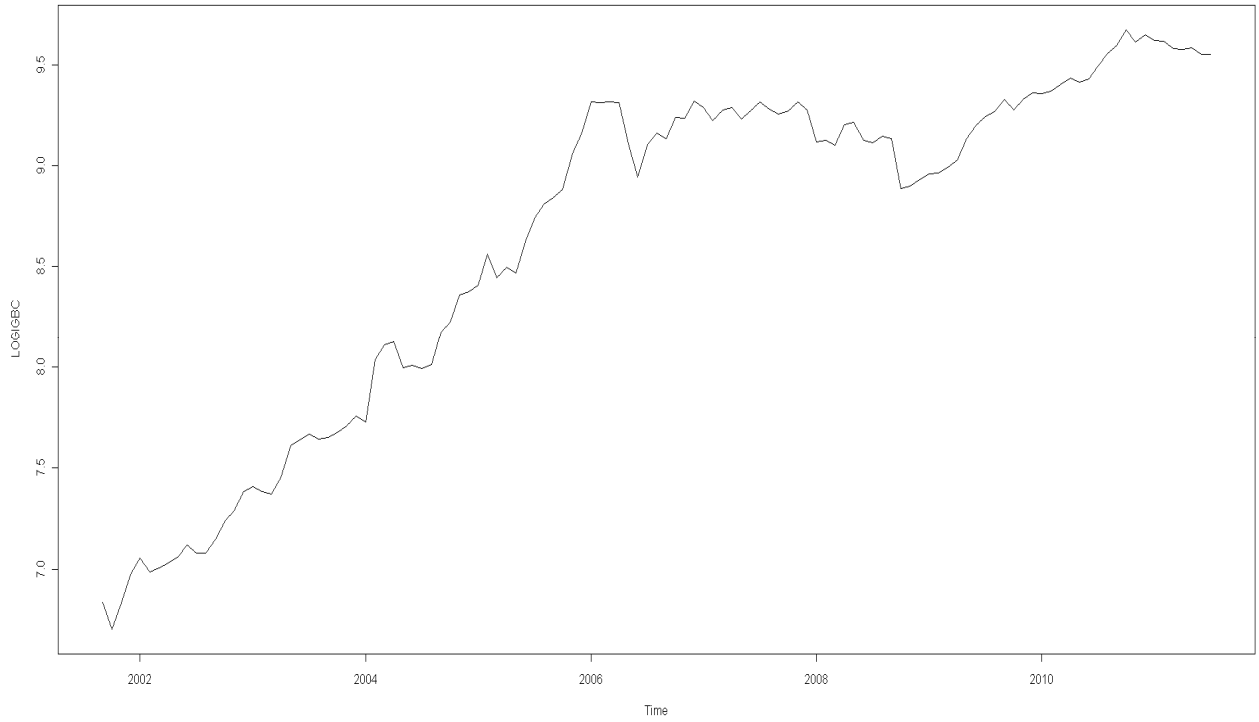


Gráfico 2. Logaritmo del Índice de Miseria de Colombia (LOGIM)

