

EFECTO MANADA EN EL MERCADO BURSÁTIL COLOMBIANO

Área de Investigación: Finanzas

Juan Benjamín Duarte Duarte

Universidad Industrial de Santander
jbduarted@hotmail.com

Katherine Julieth Sierra Suárez

Universidad industrial de Santander
katjulss@gmail.com

Laura Daniela Garcés Carreño

Universidad Industrial de Santander
lauradgarces@gmail.com

XIX
CONGRESO
INTERNACIONAL
DE
CONTADURÍA
ADMINISTRACIÓN
E
INFORMÁTICA



Octubre 8, 9 y 10 de 2014 ♦ Ciudad Universitaria ♦ México, D.F.



ANFECA
Asociación Nacional de Facultades y
Escuelas de Contaduría y Administración



EFECTO MANADA EN EL MERCADO BURSÁTIL COLOMBIANO

INTRODUCCIÓN

Bajo los fundamentos clásicos de la teoría financiera, se asume que los agentes de los mercados bursátiles se comportan de forma racional. Este es uno de los supuestos básicos de la hipótesis de mercados eficientes (EMH, por sus siglas en inglés) enunciada por Fama (1970), quien sostiene que los mercados deben estar compuestos por inversionistas que interpretan y utilizan toda la información disponible siguiendo modelos de valoración de activos generalmente aceptados, haciendo que diferentes inversores obtengan estimaciones similares del precio, que teóricamente deberían estar cercanos al valor fundamental del activo. Sin embargo, la teoría de las finanzas conductuales, defendida por Robert J. Shiller (2003), manifiesta que los inversores toman sus decisiones impulsados por aspectos psicológicos y sociológicos propios de la naturaleza humana, generando anomalías que desafían la EMH tales como el efecto manada. Esto ha llevado a algunos investigadores a analizar el comportamiento de los inversores desde una perspectiva de ciencia social, mediante la comprobación empírica a partir de modelos matemáticos.

En términos generales, se puede decir que el efecto manada surge cuando unos inversores imitan las acciones de otros o los movimientos del mercado, en lugar de seguir sus propias creencias e información (Wang, 2008). De acuerdo con la literatura científica, el efecto se puede abordar desde dos dimensiones –racional e irracional. Según Bikhchandani y Sharma (2001) enuncian que la “manada racional” se da por la intención de los agentes de imitar las acciones de sus similares, asociada a razones como: la información imperfecta, la preocupación por la reputación y las estructuras de compensación. Por otro lado, en la dimensión irracional, Devenow y Welch (1996) sostienen que el inversor ignora sus propias creencias, para seguir ciegamente las decisiones de otros.

Dada la importancia de esta anomalía, una serie de autores han intentado comprobar la existencia de efecto manada mediante medidas de dispersión. Inicialmente Christie y Huang (1995) plantearon un modelo basado en la desviación estándar de sección cruzada (cross-sectional standard deviation, CSSD) como medida de evaluación de la dispersión de los rendimientos, con el fin de estudiar los fuertes movimientos de los precios de las acciones en el periodo de 1925 a 1988, en el mercado estadounidense y los sectores al interior de este, no hallando evidencia a favor de la presencia de dicho efecto. A partir de este planteamiento Chang, Cheng and Khorana (2000) proponen un modelo más robusto usando la desviación absoluta de sección cruzada (cross-sectional absolute deviation, CSAD), para verificar la existencia del efecto en el periodo de 1963 a 1997 en los mercados de Estados Unidos de América, Japón, Hong Kong, Sur Corea y Taiwán, sus resultados indican evidencia parcial de efecto manada en el mercado de Hong Kong y un efecto significativo en los mercados de Sur Corea y Taiwán. Más tarde Hwang y Salmon (2004), proponen un nuevo modelo basado en la desviación de sección cruzada de las betas, para estudiar dicho efecto en Estados Unidos de América y Sur Corea en el periodo de 1993 a 2002, encontrando efecto manada significativo en el portafolio de mercado. A partir de los modelos mencionados, algunos investigadores han examinado la presencia del efecto manada en diferentes regiones del mundo.



En el mercado europeo, Ourda, Bouri y Bernard (2013) estudiaron el efecto en diez de los sectores que componen el EuroStoxx600 desde 1998 a 2010, comprobando la existencia de comportamiento manada en la mayoría de industrias, con excepción del sector bienes de consumo, caracterizado por un fuerte volumen de negociación y una alta volatilidad.

Economou, Kostakis y Philippas (2010) hallaron: efecto manada en los mercados de Grecia e Italia, efecto parcial en Portugal y ninguna evidencia de esta anomalía en España, durante el periodo de 1998-2008. Además Henker, Henker y Mitsios (2006) analizaron la presencia del efecto manada con datos intradía, en el mercado de Australia y en sus sectores, para el periodo 2001-2002, concluyendo que este efecto no se presenta.

En el mercado asiático, Lao y Singh (2011) estudiaron el efecto en los mercados de China e India desde 1999-2009, encontrando que en China el comportamiento manada es mayor cuando el mercado está en declive y el volumen de transacción es alto, mientras que en India ocurre cuando el mercado está al alza. Adicional a esto Javed, Zafar y Hafeez (2013) no encontraron evidencia de efecto manada en el mercado bursátil de Pakistán.

En el mercado Latinoamericano, Chiang y Zheng (2010) encontraron que el efecto no se presenta en esta región en el periodo de 1988 a 2009, mientras que en periodos de crisis los mercados de Argentina y México exhiben dicho efecto, adicional a esto, DeAlmeida, Costa y DaCosta Jr. (2012) detectan indicios de comportamiento manada en el mercado de Chileno entre 2000-2010, en activos de alto volumen de negociación o de baja y alta volatilidad.

Por último, Chen (2013) realizó un estudio a nivel global con 69 países, dividiéndolos en países desarrollados, emergentes y de frontera, en el periodo 2000-2009, concluyendo fuerte evidencia a favor del efecto en casi todos los mercados, resaltando que esta anomalía es más fuerte en los mercados desarrollados y que los inversores tienden a manifestar este comportamiento en respuesta a las malas noticias.

Sin embargo, entre los trabajos consultados no se encuentra ningún estudio que evalúe este efecto en Colombia mediante la metodología usada por Christie y Huang (1995) y dividiendo el mercado por sectores; esto último sería interesante dada la relevancia que tienen algunas industrias como, por ejemplo, la petroquímica en algunos países de Latinoamérica. Dado lo anterior, el propósito de esta investigación es comprobar la existencia del efecto manada en los principales mercados y sectores industriales de Colombia, contribuyendo así al entendimiento del comportamiento del mercado de valores y los agentes que negocian en él.

El presente documento se divide en cuatro capítulos: el primero presenta la introducción; los capítulos 2 y 3 muestran metodología y los resultados, respectivamente; por último el capítulo 4 corresponde a las conclusiones.

METODOLOGÍA

Para detectar la presencia de efecto manada en el mercado bursátil de Colombia, se usó el método propuesto por Christie y Huang (1995), quienes exponen que durante periodos de grandes movimientos en los precios de los activos (p_i), los inversores ignoran sus propias creencias, y basan sus decisiones en el consenso del mercado.



Christie y Huang (1995) usan como variable objeto de estudio la desviación estándar de sección cruzada (CSSD) de los rendimientos individuales con respecto al rendimiento del mercado, planteada en la ecuación 1.

$$CSSD_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (R_{it} - R_{mt})^2}{N-1}} \quad (1)$$

Donde R_{it} es el rendimiento de la acción i en el tiempo t , estimado como $\ln(p_{i,t}/p_{i,t-1})$; y R_{mt} es el rendimiento promedio de las N acciones disponibles en el mercado en el día t .

Para comprobar la existencia de efecto manada durante condiciones extremas del mercado se estima el modelo de regresión lineal, presentado en la ecuación 2.

$$CSSD_t = \alpha + \beta_1 D^L + \beta_2 D^U + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde D^L es una variable dicotómica, que toma el valor de 1 si el rendimiento del mercado en el tiempo t , se encuentra en el extremo inferior de la distribución, y cero de otra manera. Por otro lado, D^U se define como una variable dicotómica, que toma el valor de 1 si el rendimiento del mercado se encuentra en el extremo superior de la distribución, y cero de otra manera. El coeficiente α expresa la dispersión promedio de la muestra, excluyendo las dos regiones cubiertas por las variables dicotómicas.

De acuerdo con este modelo, la presencia de negatividad y significancia estadística en β_1 y β_2 indicarían una disminución en promedio de la dispersión, sugiriendo la presencia de efecto manada. Por el contrario los modelos de valoración de activos racionales predicen que la dispersión aumenta en periodos de estrés de mercado.

Sin embargo, como la desviación estándar de sección cruzada (CSSD) puede estar afectada por valores atípicos, Christie y Huang (1995) proponen una modificación de esta variable conocida como la desviación absoluta de sección cruzada (CSAD), como una mejor medida de dispersión, tal como se presenta en la ecuación 3.

$$CSAD_t = \frac{\sum_{i=1}^N |R_{it} - R_{mt}|}{N} \quad (3)$$

Teniendo en cuenta que la desviación absoluta de sección cruzada, corrige problemas de valores atípicos, en el presente trabajo se estima la regresión de la ecuación 2, usando como variable objeto de estudio la desviación absoluta de sección cruzada (CSAD), como se indica en la ecuación 4.

$$CSAD_t = \alpha + \beta_1 D^L + \beta_2 D^U + \varepsilon_t \quad (4)$$



RESULTADOS

Datos

Los datos seleccionados corresponden a los precios de cierre diarios de las empresas que han estado listadas en el índice COLCAP, el cual se compone de las 20 acciones más representativas del mercado, y que actualmente cotizan en la Bolsa de Valores de Colombia (BVC). Las series se toman durante el periodo comprendido entre el 3 de enero de 2002 hasta el 19 de diciembre de 2013, se omiten los días en los cuales la bolsa no operó y aquellas empresas con un número de cotizaciones inferiores a un año. El efecto se analiza para el mercado en general, usando todos los activos seleccionados y para carteras compuestas por acciones de las industrias más representativas del mercado, considerando como criterios extremos el 1%, 5% y 10% de las observaciones que estén en la cola superior o inferior de la distribución de la rentabilidad del mercado.

En la Tabla 1 se listan las estadísticas descriptivas diarias de la rentabilidad promedio del mercado (R_{mt}), y de las dispersiones $CSSD_t$ y $CSAD_t$ para el mercado total y las industrias más representativas del mercado bursátil de Colombia.

Tabla 1
Estadísticas Descriptivas

Cartera	N	Media (%)	Desv.Est. (%)	Máx. (%)	Mín. (%)	S	C	P _{JB}	Test ADF.	
Mercado Total										
Variables	Rt	0.0776	1.5007	33.6086	-11.029	3.163271	98.04427	0%	-46.2404*	
	CSSD	29	1.8006	3.6147	173.9300	0.0662	38.30212	1772.664	0%	-52.7939*
	CSAD		1.2120	1.4350	63.3875	0.0474	29.6739	1224.375	0%	-27.3036*
Bancaria										
Variables	Rt	0.0765	1.5831	15.8414	-40.5411	-5.894955	160.4858	0%	-47.3929*	
	CSSD	7	1.2656	1.8248	80.5476	0.0058	29.73134	1265.797	0%	-26.6875*
	CSAD		0.9159	1.3518	60.4101	0.0044	29.99919	1294.315	0%	-27.4665*
Inversiones										
Variables	Rt	0.1004	1.5839	18.1405	-14.4308	-0.270277	16.71262	0%	-46.908*	
	CSSD	5	1.0505	0.8559	9.3094	0.0037	2.362143	12.68011	0%	-16.6398*
	CSAD		0.7652	0.6362	7.1649	0.0026	2.408068	13.38272	0%	-16.7115*
Petróleo y Energía										
Variables	Rt	0.0967	1.6404	18.5052	-14.5594	-0.063128	17.16258	0%	-47.0415*	
	CSSD	6	1.2216	1.0764	18.2299	0.0026	3.716641	36.27645	0%	-16.0203*
	CSAD		0.8556	0.7718	13.0240	0.0018	3.48985	34.11369	0%	-20.707*
Demás Industrias										
Variables	Rt	0.0609	2.4438	92.8519	-26.2739	17.99112	720.8502	0%	-50.1918*	
	CSSD	11	2.0573	5.8942	291.0054	0.0051	41.54003	1999.479	0%	-53.1059*
	CSAD		1.4571	3.4311	165.6364	0.0036	38.68503	1806.557	0%	-52.7811*

Fuente: Elaboración Propia. S (Sesgo), C (Curtosis), P_{JB} (Prob. Estadístico Jarque-Bera), ADF (Estadístico Dickey-Fuller Aumentado). * Valores significativos al 1%.



En la Tabla 1 se observa que la rentabilidad promedio varía de 0.069% para las demás industrias hasta 0.1004% para el sector de inversiones, siendo de 0.0776%, 0.0765% y 0.0967% para el mercado total, la industria bancaria y petróleo y energía respectivamente.

Los niveles de dispersión promedio CSSD y CSAD varían de 1.0505% y 0.7652% para el sector inversiones hasta 2.0573% y 1.4571 para las demás industrias. Estas dos carteras también exhiben los niveles más bajos y más altos de desviación estándar de las dispersiones, respectivamente. En cuanto al sesgo y la curtosis se observa que las series no siguen los parámetros de una distribución normal ($S=0$ y $C=3$), lo cual es confirmado por el test Jarque Bera, cuya probabilidad es presentada en la columna P_{JB} , rechazando la hipótesis de normalidad para cada variable. Los resultados obtenidos con el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) indican que la rentabilidad media, CSSD y CSAD, exhiben series estacionarias tanto en la industria total, como en el resto de carteras.

En la Tabla 2 se presentan los coeficientes estimados a partir del modelo de regresión lineal expresado en la ecuación 4, los estadísticos-t y el R^2 ajustado, tanto para el mercado total como para las industrias más representativas, considerando como criterios extremos el 1%, 5% y 10% de las observaciones que estén en la cola superior o inferior de la distribución.

Tabla 2
Resultado de las regresiones

Cartera	Criterio 1%			R^2 Ajustado
	α	β_1	β_2	
Mercado Total	0.0114 (60.069)*	0.0352 (3.776)*	0.0382 (1.878)***	0.1313
Bancario	0.0085 (47.292)*	0.0368 (1.864)***	0.0257 (5.590)*	0.1111
Inversiones	0.0074 (46.812)*	0.0116 (3.958)*	0.0113 (4.458)*	0.0645
Petróleo y Energía	0.0083 (43.547)*	0.0155 (3.028)*	0.0142 (4.752)*	0.0741
Demás Industrias	0.0130 (47.581)*	0.0655 (3.224)*	0.0917 (1.712)***	0.1080

Cartera	Criterio 5%			R^2 Ajustado
	α	β_1	β_2	
Mercado Total	0.0106 (70.175)*	0.0135 (6.102)*	0.0163 (3.836)*	0.0977
Bancario	0.0076	0.0140	0.0161	0.0977



	(54.835)*	(3.287)*	(10.220)*	
Inversiones	0.0068 (52.664)*	0.0071 (7.389)*	0.0089 (9.018)*	0.1445
Petróleo y Energía	0.0076 (44.766)*	0.0097 (6.896)*	0.0087 (8.144)*	0.1290
Demás Industrias	0.0118 (57.621)*	0.0218 (4.766)*	0.0333 (2.950)*	0.0601

Cartera	Criterio 10%			R ² Ajustado
	α	β_1	β_2	
Mercado Total	0.0101 (74.036)*	0.0087 (7.246)*	0.0116 (5.345)*	0.0814
Bancario	0.0070 (51.642)*	0.0094 (4.275)*	0.0119 (12.335)*	0.0998
Inversiones	0.0064 (54.960)*	0.0048 (8.181)*	0.0075 (10.638)*	0.1590
Petróleo y Energía	0.0073 (43.300)*	0.0062 (7.507)*	0.0067 (10.086)*	0.1108
Demás Industrias	0.0109 (57.704)*	0.0150 (6.350)*	0.0219 (3.835)*	0.0477

Fuente: Elaboración Propia. Entre paréntesis estadístico-t basado en Newey-West (1987) consistente con heterocedasticidad y autocorrelación. *, ** y *** valores significativos al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Los resultados presentados en la Tabla 2 muestran que los coeficientes β_1 y β_2 son positivos y estadísticamente significativos, tanto para el mercado total como para las carteras al interior de este, indicando un aumento de la dispersión en las observaciones extremas, lo que implica la ausencia de comportamiento manada tanto en el mercado total como en las carteras al interior de este. Además se puede observar que el sector que exhibe los menores valores promedio de dispersión (denotados por α) y los menores incrementos de dispersión durante momentos de estrés del mercado (denotados por los coeficientes β_1 y β_2) en los tres criterios seleccionados, es el sector de inversiones, que según Christie y Huang (1995) se podría deber a una mayor regulación del sector.

CONCLUSIONES

Fundamentado en los resultados, se encuentra que el efecto manada no está presente en el mercado total, ni en las industrias más representativas de Colombia, durante el periodo comprendido entre enero de 2002 a diciembre de 2013, esto sustentado en el hecho de que se



halló que los niveles de dispersión aumentan significativamente cuando los precios sufren grandes movimientos; además se destaca que el sector de inversiones fue el que obtuvo menores incrementos en la dispersión, indicando que podría tener un mayor nivel de regulación en comparación con los otros sectores. Estos resultados sugerirían eficiencia en el mercado y que los agentes toman sus decisiones de inversión en base a su propia información y creencias, sin seguir a sus pares.

El presente trabajo está enmarcado en un proyecto de investigación que busca evaluar el efecto manada en los principales mercados accionarios de América Latina.

BIBLIOGRAFÍA

Bikhchandani, S., & Sharma, S. (2001). Herd Behavior in Financial Markets. *IMF Staff Papers, International Monetary Fund*, 47, 279-310.

Chang, E. C., Cheng, J. W., & Khorana, A. (2000). An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective. *Journal of Banking & Finance* 24, 1651-1679.

Chen, T. (2013). Do Investors Herd in Global Stock Markets? *Journal of Behavioral Finance*, 14, 230-239.

Chiang, T. C., & Zheng, D. (2010). An empirical analysis of herd behavior in global stock markets. *Journal of Banking & Finance* 34, 1911-1921.

Christie, W. G., & Huang, R. D. (1995). Following the Pied Piper: Do Individual Returns Herd around the Market. *Financial Analysts Journal*, 31-37.

de Almeida, R. P., Costa, H. C., & da Costa Jr., N. C. (2012). Herd Behavior in Latin American Stock Markets. *Latin American Business Review*, 13(2), 81-102.

Devenow, A., & Welch, I. (1996). Rational herding in financial economics. *European Economic Review* 40, 603-615.

Economou, F., Kostakis, A., & Philippas, N. (2010). An examination of herd behavior in four mediterranean stock markets. In *European economics and finance society conference paper*.

Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.

Henker, J., Henker, T., & Mitsios, A. (2006). Do investors herd intraday in Australian equities? *International Journal of Managerial Finance*, 2(3), 196-219.

Hwang, S., & Salmon, M. (2004). Market stress and herding. *Journal of Empirical Finance* 11, 585-616.



Javed, T., Zafar, N., & Hafeez, B. (2013). Herding Behavior in Karachi Stock Exchange. *International Journal of Management Sciences and Business Research*, 2(2), 19-28.

Lao, P., & Singh, H. (2011). Herding behaviour in the Chinese and Indian stock markets. *Journal of Asian Economics* 22, 495-506.

Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55, 703-708.

Ouarda, M., Bouri, A. E., & Bernard, O. (2013). Herding Behavior under Markets Condition: Empirical Evidence on the European Financial Markets. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(1), 214-228.

Shiller, R. J. (2003). From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance. *Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 83-104.

Wang, D. (2008). *Herd Behavior Towards the Market Index: Evidence from 21 Financial Markets*. Working paper WP-776 IESE Business School , University of Navarra.

