

Comportamiento del IPSA y valor fundamental: un análisis de cointegración 2004-2011

Jorge Gregoire C.

Facultad de Economía y Negocios

Universidad de Chile

jgregoir@fen.uchile.cl

Jorge Ríos C.

Facultad de Economía y Negocios

Universidad de Chile

jrioscon@fen.uchile.cl

Abstract

This research is focused on the market value of IPSA's stocks and whether those values are aligned with their fundamentals or not, along the period 2004-2011. For that purpose the article is supported by the models of Blanchard and Watson (1982), Diba and Grossman (1988); the econometrical part of the paper makes use of the vector cointegration method of Johansen (1988). The results show that market values of IPSA's stocks cointegrates with earnings per share, IMACEC and S&P500, that is there exists a long run equilibrium relation between IPSA and its fundamentals, and the error correction model also shows that these fundamentals permit the adjustments to the short run deviations from long run equilibrium.

Keywords: Rational markets, bubbles, vector cointegration.

Resumen

La presente investigación intenta detectar si el comportamiento del IPSA durante el periodo 2004-2011 va en línea con sus fundamentos o se encuentra desligado de ellos. El artículo tiene su soporte en los modelos de Blanchard y Watson (1982), Diba y Grossman (1988); el trabajo empírico utiliza el modelo de vectores cointegrados de Johansen (1988). Los resultados indican que el IPSA cointegra con utilidad por acción, IMACEC y S&P500, vale decir, existe una relación de equilibrio de largo plazo entre el IPSA y sus fundamentales y además el modelo de corrección de error permite concluir que estos mismos fundamentos son los que ayudan a corregir las desviaciones de corto plazo respecto del equilibrio de largo plazo.

Palabras clave: Mercados racionales, burbujas, cointegración de vectores.

1. Introducción

Una consecuencia o corolario de la hipótesis de eficiencia de mercado (Fama, 1970) es la noción de que los precios de mercado de los activos, por ejemplo, acciones de sociedades anónimas transadas en Bolsas de Valores representan o corresponden a evaluaciones racionales de valores fundamentales. No obstante la literatura especializada desde los años ochenta muestra puntos de vista que van directamente a una discusión teórica y empírica de estas materias, y podemos citar entre otros Shiller (1981), Grossman y Shiller (1981), Summers (1986), Campbell y Shiller (1987). Asimismo, se han planteado modelos teóricos que estudian formalmente las desviaciones respecto de valores fundamentales, como burbujas especulativas racionales en Blanchard y Watson (1982), Diba y Grossman (1985), Tirole (1985). Por otra parte, en el campo de la práctica diaria del mercado, los profesionales, analistas y operadores, cada cierto tiempo detectan ciertas desviaciones de precios desatando la discusión. Así, durante diciembre del año 2010 se plantearon algunas opiniones en referencia a que los títulos

accionarios transados en la Bolsa de Comercio de Santiago estaban sobrevalorados, y particularmente relevante fue lo expresado en el Informe de Estabilidad Financiera (IEF), emitido por el Banco Central de Chile¹. El citado Informe establecía sobre la base de ciertos modelos que las acciones chilenas (IPSA) estaban sobrevaloradas, advirtiendo que los precios del IPSA habían subido durante el año 2010 significativamente 38% en pesos y 46% en dólares a la fecha del informe, y que en valoración el ratio Precio/Ganancias (P/E) estaba en 21,3 veces en noviembre 2010, muy superior al promedio histórico 2005-2007, indicando que en todo caso la posibilidad de una corrección de precios indicaba riesgos limitados a la estabilidad financiera. El informe citado tuvo indudable impacto en la prensa nacional y en los propios agentes del mercado bursátil², algunos de los cuales indicaron estar en desacuerdo con lo planteado por el IEF. Estos hechos nos motivaron precisamente a realizar la presente investigación sobre el citado fenómeno, y para abordarlo nuestro soporte teórico está en los modelos de expectativas racionales, que incluyen burbujas especulativas ya citados más arriba, y el análisis empírico se realiza mediante la estimación de un modelo de cointegración de vectores, sobre la base de una muestra con datos de frecuencia mensual de las acciones que componen el Índice de Precios Selectivo de Acciones (IPSA) de la Bolsa de Comercio de Santiago, para el período enero 2004-julio 2011.

El aporte de este estudio radica por una parte en que busca responder a un tema de fondo, relacionado con la posible sobrevaluación accionaria ya mencionada, que sería el alejamiento de los precios accionarios bursátiles en Chile respecto de sus fundamentos económicos, para lo cual enfocamos nuestro trabajo basados en los

¹IEF, Segundo Semestre 2010.

²Diario "El Mercurio", miércoles 22 de diciembre de 2010, pág. B3.

modelos de Blanchard y Watson (1982), y Diba y Grossman (1988). Las burbujas denotan principalmente un aumento exagerado de los precios que refleja un desalineamiento desde los fundamentos que anteceden al subyacente del precio, esto puede llegar a un punto en que el descalce ya no es sostenible y entonces se generan los colapsos que fuerzan al precio a volver a su senda. Las burbujas históricamente se remontan al conocido caso de los tulipanes holandeses en el siglo XVII en la que un bulbo de tulipán llegó a ser vendido en el equivalente a 40 toneladas de trigo, como forma de notar la magnitud del descalce en el precio, hasta que llegó el punto en el cual no se encontraron compradores para los tulipanes y la burbuja estalló. Otro ejemplo en el año 1720, los precios de las acciones de la *South Sea Company* se dispararon debido a las noticias sobre el comercio que tenía esta compañía con el nuevo mundo, lo que desató la especulación masiva hasta que llegó un punto en el que el precio de la acción cayó en picada. En tiempos recientes las burbujas tecnológicas de acciones punto.com y la burbuja inmobiliaria.

Por otra parte, la investigación empírica realizada en el presente artículo utiliza una metodología de vectores cointegrados (Johansen, 1988), lo que representa un tratamiento original a estos temas en Chile. El presente trabajo referido a los precios de mercado de las acciones del IPSA utiliza entonces el análisis del tipo fundamental y se aplica la metodología de cointegración de vectores ya indicada para las series de precios accionarios y utilidades por acción, estas últimas como un fundamento del precio. El método econométrico que utilizamos permite precisamente detectar si existe una relación de equilibrio de largo plazo entre estas variables fundamentales y el precio de mercado, y las características del ajuste de corto plazo al estimar el modelo de corrección de error (VECM). La estructura del artículo continúa con una sección de revisión bibliográfica relevante y el marco teórico; una sección de metodología y datos, una sección de resultados empíricos obtenidos, y las conclusiones.

2. Marco teórico

La racionalidad de los mercados de activos y la cuestión de si los cambios de precios proceden de evaluaciones acerca de ciertas variables fundamentales, como podría desprenderse de la hipótesis de mercados eficientes de Fama (1970), muestra en la literatura especializada desde los años ochenta una abierta discusión tanto teórica como empírica de estas materias, y podemos citar entre otros Shiller (1981), Grossman y Shiller (1981), Summers (1986), Campbell y Shiller (1987). Asimismo se han planteado modelos teóricos que estudian formalmente las desviaciones respecto de valores fundamentales como burbujas especulativas racionales, en Blanchard y Watson (1982), Diba y Grossman (1985), Tirole (1985).

Los activos se valorizan principalmente basándose en los fundamentos que les afectan y dado esto sus precios pueden seguir un camino aleatorio, pero, sin embargo, el precio de este activo puede subir sin precedente alguno, motivo por el cual se estaría revalorizando constantemente sin fundamento a seguir. El fenómeno anterior se podría entender como la desviación del precio de un activo desde sus fundamentos. Este precio puede seguir entonces, dado dicho escenario, un alza significativa, lo cual se interpretaría como el crecimiento de la burbuja y, dada su fragilidad, esta podría reventar, cayendo entonces los precios significativamente para que vuelvan a seguir su senda, esta caída es de alguna forma el antecedente de gran parte de los desastres financieros que terminan traspasándose al sector real. Es por lo anterior que las burbujas se encasillan bajo dos regímenes, el de sobrevivencia que es cuando el precio sigue desviándose desde sus fundamentos, y el del colapso que es cuando el precio cae en picada.

Blanchard y Watson (1982) explican que las burbujas pueden ser consistentes con la racionalidad, lo que ellos definen bajo dos perspectivas, por un lado consideran que los supuestos del comportamiento racional y de las expectativas racionales llevan a

que el precio de un activo refleje los fundamentos, considerando que cualquier desviación sería síntoma de irracionalidad. Por otro lado los agentes participantes del mercado suelen creer que los fundamentos son “sólo una parte” de lo que determina los precios de los activos, pero no el total. Blanchard y Watson agregan que la racionalidad tanto de comportamiento como de expectativas no implican que el precio de un activo sea igual a sus fundamentos, por lo que podrían existir desviaciones racionales del precio desde su valor, es decir, burbujas racionales. Más formalmente bajo el concepto de burbujas racionales Blanchard y Watson (1982) presentan un modelo para la determinación del precio de un activo, basándose en la condición de no arbitraje más una serie de supuestos como el de una tasa de interés constante, no tener restricciones para la venta corta y también neutralidad al riesgo. Ellos representan el precio fundamental como p^* que se puede ver a continuación:

$$p_t^* = \sum_{i=0}^{\infty} \theta^{i+1} E(x_{t+i} | \Omega_t) \quad (1)$$

donde,

$$\theta \equiv (1 + r)^{-1} < 1 \quad (2)$$

En este caso χ_t se puede interpretar como el dividendo o el retorno directo, Ω_t es el *set* de información disponible al tiempo t , que se asume común a todos los agentes; en consecuencia, el precio según sus fundamentos se interpretaría como el valor presente de los dividendos esperados dado un *set* de información disponible. El precio de mercado se define como:

$$p_t = \sum_{i=0}^{\infty} \theta^{i+1} E(x_{t+i} | \Omega_t) + c_t = p_t^* + c_t \quad (3)$$

Así entonces el precio de mercado se puede desviar del precio fundamental p^* por el componente c_t que representaría entonces a la “burbuja”. Esta burbuja podría ser del tipo determinística o bien podría ser estocástica, este segundo caso se basa en que existe una probabilidad π de que la burbuja se mantenga, o bien colapse con una probabilidad de $1-\pi$. La probabilidad de que una burbuja reviente podría estar en función de cuánto ha durado la burbuja o de cuán desviado esté el precio de mercado respecto de sus fundamentos.

Diba y Grossman (1988) consideran que si una burbuja se inicia, se debe a que siempre ha existido desde el comienzo. En una línea similar a Blanchard y Watson, ellos consideran que el precio fundamental corresponde a:

$$p_t^f = \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t(d_{t+i} + o_t) \quad (4)$$

donde o_t denota los fundamentos no observables por el economista. Este *test* considera que si o_t es más estacionario que d_t , el precio fundamental del mercado sería estacionario como los dividendos. Bajo todo esto, si los dividendos son estacionarios, los precios de la acción deberían ser iguales a los fundamentos del mercado y deberían también ser estacionarios; si a la n -ésima diferenciación los dividendos son estacionarios, los precios también deberían ser estacionarios a la n -ésima diferencia. Por lo tanto, si la relación anterior se rompe, podría haber presencia de burbujas de acuerdo con este *test*. En resumen según este *test* por medio de la hipótesis nula de no burbujas y asumiendo que o_t es estacionario, los dividendos y los precios deberían estar cointegrados.

Otra visión de burbujas la podemos encontrar en el modelo de Froot y Obsfeld (1991) sobre lo que se denomina como burbujas intrínsecas, donde la burbuja esta “atada al nivel de los dividendos”. Además el modelo de *fads* de Summers (1986), cuya principal

diferencia con los modelos de burbujas es que aquellos permiten variaciones predecibles en los excesos de retornos, ya que los retornos deberían tener una reversión a la media para ese caso.

3. Metodología

En cuanto a los diferentes *test* econométricos para detectar burbujas podemos resaltar brevemente algunos, la gran mayoría parte desde la premisa de que no hay burbujas como hipótesis nula, por lo que en caso de rechazarse se podría considerar como un caso de burbujas o podría ser el caso de que los fundamentos estén mal especificados. En primer lugar tenemos los *test* de cotas de varianza, de Shiller (1981), Leroy y Porter (1981), Blanchard y Watson (1982). Se tiene asimismo el *test* de ratio precio-dividendo, que continúa el esquema de Froot y Obsfeld (1991) sobre burbujas intrínsecas, el *test* de dos etapas de West (1987), y finalmente tenemos el *test* basado en integración/cointegración como en Diba y Grossman (1988), que es una referencia relevante para el presente trabajo.

Diba y Grossman (1988) utilizan una metodología que se basa en los resultados teóricos de que si una burbuja racional existe, las series de tiempo obtenidas por diferenciar los precios reales de las acciones no tienen medias estacionarias. Sin embargo, similarmente a trabajos anteriores, se define a los fundamentos de mercado como el valor presente esperado de los dividendos, y se asume una tasa de descuento constante. El modelo de estos autores permite que las variables no observables afecten los fundamentos del mercado y también permite diferentes valoraciones de ganancias de capital esperadas y de dividendos esperados. Su modelo es una adaptación del modelo de Campbell y Shiller (1987) en el que se considera que si los niveles de las variables inobservables y las primeras diferencias de los dividendos son estacionarios, y si las burbujas racionales no existen, entonces los precios de las acciones

y los dividendos están cointegrados de orden (1,1). Estos autores encuentran que la no estacionariedad de la variable no observable en los fundamentos, podría ser una fuente potencial de carencia de cointegración de los precios de las acciones y los dividendos. Ellos testean la cointegración por medio del modelo de Engle y Granger (1987). Para la muestra usada del índice Standard & Poor para enero de cada año desde 1871 a 1986 encontraron que el *test* de Engle y Granger les produjo algunos resultados mixtos que probablemente reflejarían el bajo poder de los *tests* en lugar de la existencia de burbujas racionales o la presencia de una variable no observada de los fundamentos que no sea estacionaria.

En el presente trabajo utilizaremos también un enfoque metodológico de cointegración de vectores, pero aplicando el método de Johansen (1988) que permite estimar el modelo de corrección de errores (VECM). Utilizaremos las utilidades por acción (UPA) como fundamento del precio de mercado de las acciones. El modelo considera como variables endógenas el valor de las acciones incluidas en el índice IPSA, la utilidad por acción de las firmas del IPSA, el IMACEC como indicador de la evolución mensual de la actividad económica chilena y el índice bursátil norteamericano S&P 500, considerando el impacto que tienen en nuestro mercado bursátil más pequeño, los flujos monetarios internacionales de inversiones de cartera. Una de las principales variables consideradas es la utilidad por acción del IPSA, que fue calculada en base a un *proxy* empleando la utilidad por acción histórica de las treinta y tres acciones con mayor presencia en el índice (ver anexo 3), ya que la composición de este último va cambiando todos los años, y ponderándolas igualmente. Esta es la principal variable que se considera como fundamento más cercano para el índice, ya que la correcta evolución de los resultados de las empresas darían el sustento argumentativo para justificar las alzas en el índice. Las variables exógenas incluyen el tipo de cambio CLP/USD, el precio del petróleo crudo y el precio del cobre en los

mercados internacionales y las tasas de bonos del Tesoro de EE.UU. a 10 años.

El modelo se encuentra elaborado considerando datos mensuales desde enero de 2004 hasta julio de 2011 obtenidos desde la plataforma de datos Bloomberg y el Banco Central de Chile en conjunto. El objetivo del análisis es encontrar si existe alguna relación entre la evolución de las utilidades, el crecimiento de la economía y del mercado extranjero respecto de la bolsa chilena, buscando si el comportamiento del IPSA durante el periodo considerado va en línea con sus fundamentos o se encuentra desligado de ellos. Para probar lo anterior se realiza un *test* de cointegración basado en la metodología de Johansen ya citado, y sobre la base de ese procedimiento se podrá determinar si existe alguna relación de equilibrio de largo plazo entre las series que estén explicando su comportamiento, y que también permitiría analizar si sus componentes pueden realmente corregir los desequilibrios que se producen entre ellos.

4. Resultados

El primer paso en la metodología de Johansen (1988) consiste en determinar si las series son estacionarias, para lo cual se aplica la prueba de Dickey Fuller que permite detectar si existe la presencia de raíz unitaria. El rechazo de la hipótesis nula presentada en la prueba indica que la serie es estacionaria, en el caso de no rechazar la hipótesis nula existiría evidencia de al menos una raíz unitaria en la serie. La tabla 1 demuestra según la prueba de Dickey Fuller que las series son $I(1)$, vale decir, estacionarias en primera diferencia, con significancia estadística del 99%, y por lo tanto permiten realizar una estimación de un modelo VECM.

Tabla 1
Pruebas de Dickey Fuller Aumentado (ADF)

VARIABLE	ESTADÍSTICO		VALORES CRÍTICOS	
	Nivel	1ª Dif	VC 1%	VC 5%
IPSA	-0,889 (0,788)	-6,467 (0,000)	-3,506	-2,894
UPA	-1,031 (0,739)	-7,703 (0,000)	-3,506	-2,894
IMACEC	-0,736 (0,831)	-12,511 (0,000)	-3,506	-2,894
S&P500	-1,751 (0,402)	-7,127 (0,000)	-3,506	-2,894

La serie es estacionaria si t-estadístico < VC

Dado el resultado anterior probamos el largo de los rezagos que resultó ser de orden 1 el óptimo según el criterio de Schwarz como también con el criterio de Hannan-Quinn como se muestra en el anexo 1; estos dos criterios de información son recomendados al trabajar con el método de Johansen (1988). El paso siguiente considerando un rezago fue la selección del modelo que resultó ser de tipo lineal con intercepto y con tendencia, como muestra en el anexo 2.

Una vez considerada la construcción del modelo según los resultados anteriores, se ejecutaron las pruebas de traza y máximo *eigenvalue* para determinar si existen relaciones de cointegración entre las series estudiadas, ambas pruebas coincidieron en la existencia de tres vectores de cointegración, es decir, existen tres componentes que reflejan equilibrios de largo plazo entre las series, siendo resultados estadísticamente significativos a niveles del 95% de confianza, como se observa en la tabla 2 que se indica a continuación.

Tabla 2
Resultados test de la traza y máximo Eigenvalue

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized	Trace	0.05	Critical		Hypothesized	Max-Eigen	0.05	Critical	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Value	Prob.**	No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Value	Prob.**
None *	0,362	111,044	63,876	0,000	None *	0,362	39,571	32,118	0,005
At most 1 *	0,332	71,473	42,915	0,000	At most 1 *	0,332	35,575	25,823	0,001
At most 2 *	0,275	35,897	25,872	0,002	At most 2 *	0,275	28,328	19,387	0,001
At most 3	0,082	7,568	12,517	0,288	At most 3	0,082	7,568	12,517	0,288
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level					Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				

No obstante el paso más importante es estimar finalmente el VECM que corresponde al estudio del error de corrección, cuyos resultados de estimación se indican en la tabla 3. En el primer vector de cointegración la variable S&P 500 resultó significativa al 95% de confianza, y las otras variables endógenas no son significativas estadísticamente, lo que indicaría que al ocurrir un *shock* inesperado que desvía el IPSA de su equilibrio de largo plazo, la variable endógena de ajuste y posterior corrección para volver al equilibrio es el S&P500, vale decir, el ajuste y corrección se realizan por los flujos de inversión internacionales que entran o salen del mercado bursátil chileno. Sin embargo, al analizar la segunda ecuación de cointegración, la variable de ajuste es la razón utilidad por acción y en la tercera ecuación fueron las variables IMACEC y S&P 500, todas estadísticamente significativas al 95% de confianza.

Tabla 3
Estimación VECM

ERROR CORRECTION:	D(IPSA)	D(UPA_IPSA)	D(IMACEC)	D(SP500)
CointEq1	0,010880 (0,03631) [0,29967]	0,000118 (0,00050) [0,23333]	0,000143 (0,00040) [0,35363]	0,052877 (0,01034) [5,11182]
CointEq2	-4,506209 (6,87551) [-0,65540]	-0,560680 (0,09551) [-5,87028]	-0,075937 (0,07664) [-0,99084]	-2,755043 (1,95892) [-1,40641]
CointEq3	13.29272 (8.75311) [1,51863]	-0.040483 (0.12159) [-0,33294]	-0.512124 (0.09757) [-5,24889]	5.555904 (2.49387) [2,22783]

Lo anterior refleja que todos los componentes mencionados pueden ayudar a corregir los desequilibrios de largo plazo, trabajando en forma complementaria. Finalmente se puede concluir que el IPSA chileno durante el periodo estudiado está siendo realmente explicado por los principales fundamentos considerados bajo este estudio y son aquellos mismos fundamentos los que ayudarían a corregir los desequilibrios que se puedan formar. En resumen, las pruebas de Johansen, aún con sus limitaciones econométricas, muestran resultados coherentes con la ausencia de evidencia de desviaciones significativas del valor de mercado de estas acciones del IPSA con respecto a un valor racional conforme a sus fundamentos, ni tampoco se detectan indicios de burbujas en el período estudiado.

En el anexo 4 se entregan además los resultados de analizar la Función Impulso Respuesta del mercado frente a *shocks* de las variables fundamentales UPA IPSA, IMACEC y S&P500, que permiten una mayor robustez a nuestro análisis anterior. Específicamente, al simular *shocks* de la variable UPA IPSA, se

puede observar que el mercado (IPSA) presenta una respuesta positiva durante el primer mes, pero el efecto cambia de tendencia y se disipa a partir del segundo mes, lo que posiblemente esté relacionado con una toma de utilidades en un plazo corto. Una respuesta semejante se observa para un *shock* del S&P500. Por otra parte, la respuesta del IPSA ante una innovación positiva en el IMACEC es también positiva pero estable, que se afirma en el tiempo.

5. Conclusiones

Los resultados indican que el IPSA se ha comportado acorde con sus fundamentos, en primer lugar todas las variables endógenas IPSA, ratio utilidad por acción, IMACEC y S&P500 son $I(1)$, vale decir, estacionarias en primera diferencia, lo cual además permite estimar el VECM, de acuerdo con el método de Johansen (1988). Las pruebas de la traza y máximo *eigenvalue* concuerdan en que existen tres ecuaciones de cointegración, y finalmente en los resultados del modelo de corrección de error se tiene que para el primer vector de cointegración la variable endógena S&P500 es estadísticamente significativa para corregir los desequilibrios en el corto plazo. En el segundo vector de cointegración la variable de utilidad por acción es significativa, y en el tercer vector la variable IMACEC es significativa, por lo que se concluye que el IPSA y sus fundamentos efectivamente cointegran en un equilibrio de largo plazo, y además, todas estas variables endógenas contribuyen al ajuste de las desviaciones de corto plazo respecto de dicho equilibrio de largo plazo.

Anexo 1

Rezagos óptimos

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: IPSA, UPA_IPSA, IMACEC, SP500						
Exogenous variables: C TC WTI COBRE TREASURY10						
Date: 08/26/11 Time: 20:03						
Sample: 2004M01 2011M07						
Included observations: 82						
LAG	LOGL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1441,736	NA	3,58e+10	35,65210	36,23910	35,88777
1	-1222,739	389,9208	2,54e+08	30,70096	31,75757*	31,12517*
2	-1203,984	31,56400	2,39e+08	30,63376	32,15997	31,24651
3	-1185,387	29,48252	2,28e+08	30,57042	32,56624	31,37171
4	-1160,925	36,39504*	1,89e+08*	30,36403*	32,82945	31,35386
5	-1150,901	13,93645	2,27e+08	30,50977	33,44480	31,68814
6	-1132,289	24,05877	2,23e+08	30,44608	33,85070	31,81298
7	-1122,392	11,82876	2,76e+08	30,59492	34,46915	32,15036
8	-1112,572	10,77723	3,50e+08	30,74567	35,08950	32,48965
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Anexo 2

Características del modelo: linealidad y tendencia

DATA TREND:	NONE	NONE	LINEAR	LINEAR	QUADRATIC
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	3	3	3	4
Max-Eig	2	3	3	3	4

Anexo 3

Acciones IPSA

NEMOTÉCNICO	EMPRESA
ANDINAB	Embotelladora Andina
ANTAR	Antar Chile
BCI	Banco de Crédito e Inversiones
BESALCO	Besalco
BSAN	Banco Santander
CAP	CAP
CCU	Compañía Cervecerías Unidas
CENCOSUD	Cencosud
CGE	Compañía General de Electricidad
CHILE	Banco de Chile
CMPC	CMPC
COLBUN	Colbún
CONCHA	Concha y Toro
COPEC	Empresas Copec
CORPBANCA	Banco Corpbanca
ENDESA	Endesa
ENERSIS	Energis
ENTEL	Entel
FALAB	Falabella
GENER	Gener
IAM	Inversiones Aguas Metropolitanas
IANSÁ	Iansa
LAPOLAR	La Polar
LAN	LAN Airlines
MASISA	Masisa
NORTEG	Norte Grande
PARAUCO	Parque Arauco
QUINENC	Quiñenco
RIPLEY	Ripley
SALFACOR	Salfacorp
SMCHILEB	Sociedad Matriz Banco Chile
SQM/B	Sociedad Química y Minera de Chile
VAPORES	Compañía Sud Americana de Vapores

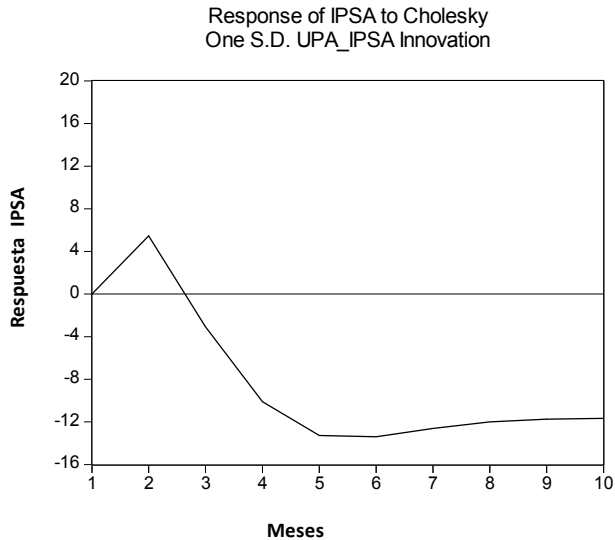
Anexo 4

Función impulso-respuesta

Para hacer un análisis más robusto, decidimos incorporar una prueba de Impulso-Respuesta al VAR construido, esta prueba entrega la respuesta de la variable que queremos explicar frente a *shocks* de desviaciones estándar en las variables independientes. Los efectos que generarían las variables del VAR se replican entre todas las posibles relaciones entre ellas, no obstante a nosotros sólo nos interesa saber cómo se comporta el mercado, en el periodo estudiado, con las tres variables que estamos siguiendo, vale decir, realizaremos el ejercicio de impulso respuesta que entregaría la variable IPSA (mercado) versus distintos *shocks* a las variables UPA IPSA, IMACEC y S&P500.

El gráfico 1 refleja el comportamiento que tendría la variable IPSA frente a un *shock* de desviación estándar en la variable UPA-IPSA. Lo que se muestra en este caso es que durante el primer mes el mercado entrega una respuesta positiva a las utilidades reportadas por las empresas, no obstante este efecto se disipa a partir del segundo mes, donde el mercado no responde de forma positiva como al inicio y más bien el efecto se disipa, perdiendo importancia el fundamento que conlleva esta variable en el futuro, frente a la innovación forzada con el *test*. Inicialmente tenderíamos a pensar que el comportamiento positivo se mantendría para los meses siguientes o no se reflejaría un fuerte cambio de tendencia, pero no obstante lo anterior, la respuesta del IPSA no entregó claridad al desempeño del fundamento en el periodo estudiado. Puede estar entre las respuestas que ante un *shock* positivo el mercado reacciona de la misma manera para luego tomar utilidades en un plazo relativamente corto.

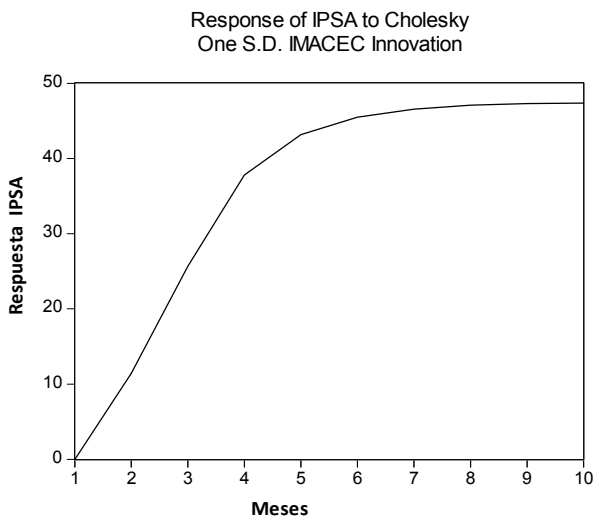
Gráfico 1
Shock a UPA-IPSA y respuesta IPSA



El gráfico 2 muestra la respuesta del mercado frente a una innovación en el IMACEC, a diferencia del caso anterior, frente a una innovación en la utilidad por acción, se ve que el comportamiento refleja una tendencia positiva que es estable y se afirma en el tiempo en la medida en que avancen los meses. Lo anterior podría traducirse en que ante un *shock* positivo del IMACEC, o más bien ante una buena señal de dinamismo económico, el mercado lo toma como positivo, siendo esta una de las variables a las que el mercado entrega una mejor respuesta sin cambios de tendencia.

Gráfico 2

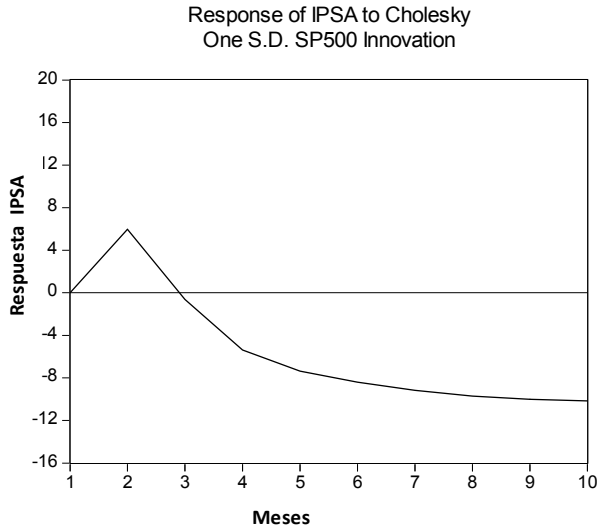
Shock a IMACEC y respuesta IPSA



Finalmente, en el gráfico 3 estudiamos cómo se comporta el mercado frente a un *shock* de desviación estándar del S&P500, bajo el supuesto que el IPSA es un reflejo rezagado de lo que sucede con los mercados afuera. Sin embargo, el comportamiento que refleja la variable IPSA es el mismo que vimos en un comienzo frente a la variable UPA-IPSA. Nuevamente se repite que existe una señal positiva al inicio que dura un mes y luego cambia de tendencia para después disiparse. Como lo anunciamos en el primer caso, puede que este sea el comportamiento de una toma de utilidades o bien podríamos decir que no existe una relación clara frente a señales que son más de corto plazo, a diferencia de lo mostrado por el IMACEC anteriormente que es de carácter macro.

Gráfico 3

Shock a S&P500 y respuesta IPSA



Referencias

- BANCO CENTRAL DE CHILE (2010), “Informe de Estabilidad Financiera”, segundo semestre.
- BLANCHARD, O. y M. WATSON (1982), “Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets”, en *Crises in the Economic and Financial Structure*, P. Wachtel, ed., Lexington: Lexington Books.
- CAMPBELL, J. y R. SHILLER (1987), “Cointegration and Tests of Present Value Models”, *Journal of Political Economy*, Vol. 95(5), pp. 1062-1088.
- DIARIO EL MERCURIO (2010), miércoles 22 de diciembre, página B3.
- DIBA, B. y H. GROSSMAN (1988), “Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?”, *The American Economic Review*, Vol. 78, N° 3, junio, pp. 520-530.
- ENGLE, R. y C. GRANGER (1987), “Dynamic Model Specification with Equilibrium Constraints: Cointegration and Error-Correction”, *Econometrica*, Vol 55, pp. 251-276.
- FAMA, E.F. (1970), “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, *The Journal of Finance*, Vol. 25, N° 2, pp. 383-417.
- FROOT, K., y M. OBSTFELD (1991), “Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices”, *American Economic Review*, Vol. 81 (5), pp. 1189-1214.
- GROSSMAN S.J. y R.J. SHILLER (1981), “The Determinants of the Variability of Stock Market Prices”, *American Economic Review*, Vol. 71, N° 2, pp. 222-227.
- JOHANSEN, S. (1988), “Statistical analysis of cointegrating vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 12, pp. 169-210.
- LE ROY, S. y R. PORTER (1981), “The Present Value Relation: Tests based on Implied Variance Bounds”, *Econometrica*, Vol. 49, pp. 555-574.
- SHILLER, R. (1981), “Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?”, *American Economic Review*, Vol. 71, pp. 421-436.

SUMMERS, L. (1986), "Does the Stock Market Rationally reflect Fundamental Values?", *Journal of Finance*, Vol. 41(3), pp. 591-601.

TIROLE, J. (1982), "On the Possibility of Speculation under Rational Expectations", *Econometrica*, Vol. 50, N° 5, pp. 1163-1182

WEST, K. (1987), "A Specification Test for Speculative Bubbles", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, pp. 553-580.