



UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS
ESCUELA DE ECONOMÍA Y ADMINISTRACIÓN

DETERMINANTES COMUNES ENTRE EL IMACEC Y EL IPSA: UN ENFOQUE DE LARGO PLAZO EN BASE A LA TEORÍA DE LA COINTEGRACIÓN

Seminario para optar al título de Ingeniero
Comercial, Mención economía

Participante:

Pablo Ernesto Donders Canto

Profesor guía:

José Luis Ruiz Vergara

Director de Escuela:

Claudio Bravo - Ortega

Enero 2015
Santiago - Chile

DETERMINANTES COMUNES ENTRE EL IMACEC Y EL IPSA: UN ENFOQUE DE LARGO PLAZO EN BASE A LA TEORÍA DE LA COINTEGRACIÓN

Pablo Ernesto Donders Canto

Enero 2015

RESUMEN

En el presente estudio se analizaron los determinantes comunes entre el índice agregado de la Bolsa de Comercio de Santiago (IPSA) y el índice mensual de actividad económica publicado mensualmente por el Banco Central Chile (IMACEC) en base a las teorías que vinculan los mercados financieros con variables macroeconómicas y el enfoque metodológico de la cointegración de series temporales. Utilizando datos mensuales relativos a variables macroeconómicas e índices bursátiles internacionales entre los años 2003 y 2013 se evidencia que tanto el IMACEC como el IPSA tienen alguna relación de cointegración en el largo plazo compartida respecto a la masa monetaria definida como M2 y al tipo de cambio nominal peso/dólar; en el corto plazo ambas variables se ven afectadas positivamente en el sentido de Granger por el tipo de cambio nominal peso/dólar; y en el largo plazo tanto el IMACEC como el IPSA se ven afectados positivamente ante shocks en la masa monetaria medida como M2, y presentan un comportamiento contrario ante shocks en el tipo de cambio nominal peso/dólar (el IMACEC tiende a disminuir y el IPSA a aumentar). Los resultados de este estudio van en línea con las teorías que relacionan la información macroeconómica y los mercados accionarios, y además estos son similares a la evidencia empírica encontrada anteriormente para otros países, tales como Estados Unidos y Corea del Sur.

Palabras clave: IMACEC, IPSA, Cointegración.

ÍNDICE

I. INTRODUCCIÓN	1
II. REVISIÓN DE LITERATURA	3
2.1 Supply leading y Demand following	3
2.2 Rol de los mercados accionarios en el crecimiento económico.....	4
2.3 Información macroeconómica y mercados financieros	5
2.4 Relevancia de la integración financiera internacional	6
2.5 Evidencia empírica.....	7
III. METODOLOGÍA Y DATOS	10
3.1 Test de raíz unitaria.....	10
3.2 Concepto de cointegración.....	13
3.3 Modelo de corrección de errores.....	14
3.4 Test de cointegración	16
3.5 Funciones de Impulso – respuesta	18
3.6 Datos	20
IV. CONTEXTO	21
4.1 Contexto macroeconómico	21
4.2 IPSA e índices internacionales.....	23
4.3 Integración financiera, PIB y Bolsa de Comercio de Santiago.....	24
V. RESULTADOS	26
5.1 Test de raíz unitaria.....	26
5.2 Cointegración bivariada respecto al IMACEC y al IPSA.....	27
5.3 Cointegración multivariada respecto al IMACEC y al IPSA	29
5.4 VECM para el IMACEC y para el IPSA	30
5.5 Funciones de Impulso - Respuesta.....	33

VI. DISCUSIÓN DE RESULTADOS	35
6.1 Validez estadística y resultados empíricos	35
6.2 Contraste con el con el marco teórico y la evidencia empírica previa	37
VII. CONCLUSIONES	39
BIBLIOGRAFÍA	41
ANEXOS	45
Anexo 1: Descripción de variables utilizadas en el estudio.....	45
Anexo 2: Estructura de residuos modelos VECM	46
Anexo 3: Test estadísticos sobre modelo VECM respecto al IMACEC	47
Anexo 4: Test estadísticos sobre modelo VECM respecto al IPSA	49
Anexo 5: Proyección de series en base a modelos VECM	51

ÍNDICE DE TABLAS

TABLA 1: Estadística descriptiva de variables macroeconómicas.....	22
TABLA 2: Variación % mensual de índices bursátiles.....	24
TABLA 3: Test ADF y PP para variables en nivel y en primera diferencia	27
TABLA 4: Test de cointegración de Johansen bivariado respecto al IMACEC.....	28
TABLA 5: Test de cointegración de Johansen bivariado respecto al IPSA.....	29
TABLA 6: Test de cointegración multivariado respecto al IMACEC.....	29
TABLA 7: Test de cointegración multivariado respecto al IPSA.....	30
TABLA 8: Modelo VECM respecto al IMACEC.....	31
TABLA 9: Modelo VECM respecto al IPSA.....	32
TABLA 10: Detalle de variables utilizadas en el estudio	45
TABLA 11: Matriz de varianza – covarianza de residuos respecto al IMACEC.....	46
TABLA 12: Matriz de varianza – covarianza de residuos respecto al IPSA	46
TABLA 13: Test de auto correlación modelo VECM respecto al IMACEC.....	47
TABLA 14: Test de heterocedasticidad modelo VECM respecto al IMACEC.....	47
TABLA 15: Test de causalidad de Granger sobre el IMACEC	48
TABLA 16: Test de normalidad modelo VECM respecto al IMACEC.....	48
TABLA 17: Test de auto correlación modelo VECM respecto al IMACEC.....	49
TABLA 18: Test de heterocedasticidad modelo VECM respecto al IMACEC.....	49
TABLA 19: Test de causalidad de Granger sobre el IMACEC	50
TABLA 20: Test de normalidad modelo VECM respecto al IMACEC.....	50

ÍNDICE DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1: Crecimiento anual IMACEC y tendencia, 2003 - 2014.....	22
GRÁFICO 2: Crecimiento trimestral IPSA y tendencia, 2003 - 2014.....	23
GRÁFICO 3: Relación PIB – Bolsa de comercio de Santiago e inversión internacional....	25
GRÁFICO 4: Ejemplo de variable en nivel vs primera diferencia	26
GRÁFICO 5: Respuesta del IMACEC ante una innovación de una D.S.....	33
GRÁFICO 6: Respuesta del IPSA ante una innovación de una D.S.....	34
GRÁFICO 7: Pronóstico del IPSA a 1 mes en nivel y en primera diferencia.....	51
GRÁFICO 8: Pronóstico del IMACEC a 1 mes en nivel y en primera diferencia	52

I. INTRODUCCIÓN

En el presente trabajo se analizarán los determinantes comunes entre el índice agregado de la Bolsa de Comercio de Santiago (IPSA) y el índice mensual de actividad económica publicado mensualmente por el Banco Central Chile (IMACEC) en base a las teorías que vinculan los mercados financieros con variables macroeconómicas y el enfoque metodológico de la cointegración de series temporales. En una primera instancia se discutirá el sentido de la causalidad de la relación entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico y la importancia de la integración financiera internacional en las economías modernas, revisando las distintas teorías y la evidencia empírica que se ha desarrollado en estos temas. Bajo este contexto se pueden encontrar tres grandes grupos de estudios: el primer grupo de estudios establece una relación desde variables macroeconómicas hacia índices agregados del mercado accionario, el segundo grupo establece la relación inversa, y el tercer grupo busca establecer causalidades cruzadas entre índices bursátiles agregados a nivel internacional.

Posteriormente, se ocupará el enfoque de la cointegración (Engle & Granger, 1987; Johansen, 1988) para investigar las relaciones comunes entre el índice del mercado accionario de la Bolsa de Santiago de Chile (IPSA), el índice mensual de actividad económica publicado por el Banco Central de Chile (IMACEC), variables macroeconómicas e índices bursátiles de mercados extranjeros. El concepto de cointegración descansa en los innovadores trabajos de Granger (Granger, 1981) y Engle y Granger (Engle & Granger, 1987) que consistían en el análisis de relaciones entre series de tiempo no estacionarias que compartían una tendencia estocástica común de largo plazo. El análisis de cointegración requiere dos pasos: un test de raíz unitaria para determinar la no estacionariedad de las series en nivel y su estacionariedad en primeras diferencias, y luego un test para determinar si existe alguna relación de cointegración entre ellas. Se analizará la cointegración respecto al IPSA y al IMACEC en dos niveles; uno en el que se relacione a estos con las otras variables de manera bivariada, y luego de manera multivariada. Finalmente, se estimará un modelo de corrección de errores y se analizarán a shocks a las variables del sistema mediante funciones de Impulso – Respuesta. Antes de presentar los resultados, se contextualizarán los datos y el escenario sobre el cual se aplicará la metodología principal. Primero se describirá el panorama macroeconómico experimentado

por la economía chilena entre los años 2003 y 2013, haciendo énfasis en las principales variables macroeconómicas e hitos ocurridos en dicho periodo. Luego se realizará una comparación entre los distintos índices bursátiles en estudio, describiendo en mayor detalle el correspondiente a la Bolsa de Comercio de Santiago. Por último, se discutirá el aumento reciente de la inversión extranjera directa ocurrido en las economías de América Latina, junto a la relevancia que tiene la inversión internacional en instrumentos financieros dentro de la economía nacional. Finalmente, ya descrito los resultados se analizarán estos en dos dimensiones: su validez y significancia estadística, y la relación que tienen estos con el marco teórico desarrollado y la evidencia empírica anterior. En la primera dimensión se evaluarán los modelos aplicados en base a los supuestos estadísticos que estos deben cumplir para asegurar la robustez de las conclusiones y se resumirán los resultados de una manera más general. En la segunda dimensión, se contrastarán estos con las teorías y evidencias presentes en la literatura haciendo referencia a aquellas que son respaldadas y aquellas que no en base a las conclusiones generales de la primera dimensión.

La estructura de este trabajo se ordena de la siguiente manera: luego de la presente introducción, la sección II analiza los principales teorías y evidencia empírica con las que se sustentan las bases de este trabajo, en la sección III se describe la metodología y los datos a utilizar, en la sección IV se contextualizan los datos y el escenario sobre el cual se aplicará la metodología, en la sección V se presentan los resultados, en la sección VI se discute y analiza la evidencia empírica encontrada, y finalmente en la sección VII se concluye.

II. REVISIÓN DE LITERATURA

En esta sección se establece el marco teórico y la evidencia empírica con la que se sustentan las bases de este estudio. En una primera instancia se discute el sentido de la causalidad de la relación entre el desarrollo financiero y el crecimiento, revisando distintas teorías que apoyan esta conexión en ambos sentidos. A continuación, se evidencia la importancia de la integración financiera internacional en las economías modernas. Finalmente, se revisa evidencia empírica que respalda la relación entre mercados accionarios, fundamentales macroeconómicos e índices bursátiles internacionales. El primer grupo de estudios empíricos establece una relación desde variables macroeconómicas hacia índices agregados del mercado accionario, el segundo grupo establece la relación inversa, y el tercer grupo busca establecer causalidades cruzadas entre índices bursátiles agregados a nivel internacional.

2.1 Supply leading y Demand following

Los artículos académicos que vinculan el desarrollo de los mercados financieros y el crecimiento económico comenzaron a estudiarse a finales del siglo veinte (Bagehot, 1873; Schumpeter, 1911). Este tema empezó a atraer el interés de los economistas y generó un gran debate durante un largo periodo de tiempo, centrando la discusión en dos preguntas fundamentales: primero, ¿Existe alguna relación consistente entre el desarrollo del sector financiero y el crecimiento económico?, y segundo, ¿Cuál puede ser la naturaleza y la dirección de la causalidad si es que existe alguna relación; es el desarrollo del sector financiero el que promueve el crecimiento económico, o es el desarrollo económico el que fomenta el desarrollo del sector financiero?. Las respuestas a estas preguntas no son claras, ya que si bien se han desarrollado una serie de teorías relacionadas durante los últimos años, aún no existe un consenso común entre los académicos respecto a la dirección de esta causalidad (Robinson, 1952; Robert, 1988). Las posibles direcciones de la causalidad entre el desarrollo del sector financiero y el crecimiento económico pueden ser ilustradas por las hipótesis denominadas “*Supply leading*” y “*Demand following*” (Patrick, 1966). La hipótesis “*Supply leading*” establece una relación causal desde el desarrollo financiero hacia el crecimiento económico en base al aumento potencial de servicios financieros que

puede ocasionar la creación intencional de instituciones y mercados monetarios. Por otro lado, la hipótesis “*Demand following*” establece que es el crecimiento de la economía el que causa el aumento en la demanda de servicios financieros, derivando finalmente en el desarrollo de mercados de capitales.

2.2 Rol de los mercados accionarios en el crecimiento económico

El desarrollo reciente de los mercados accionarios ha sido objeto de estudios empíricos y teóricos durante los últimos años (Demirguc & Levine, 1996; Levine & Zervos, 1998). En estos, el foco de estudio se ha centrado en como los índices agregados del mercado accionario afectan el crecimiento económico. Los mercados accionarios contribuyen a la movilización del ahorro doméstico ampliando el set de instrumentos financieros disponibles para los ahorrantes, mejoran la capacidad para diversificar portafolios de inversión y proveen acceso a inversiones de capital a un costo relativamente bajo (Pagano, 1993). Adicionalmente, la evolución de los mercados accionarios tiene un impacto en las operaciones de las instituciones bancarias, promoviendo de esta forma el crecimiento económico. Esto significa que los mercados accionarios se vuelven aún más cruciales, especialmente si es que estos se desarrollan en países con mercados emergentes (Khan & Semlali, 2000). Los mercados accionarios bien establecidos no solo permiten una mayor movilidad de capital y un aumento en las oportunidades de diversificación entre los agentes de mercado, sino que además estos son capaces de proveer distintos servicios financieros al sector bancario para estimular el crecimiento económico (Levine & Zervos, 1998). El desarrollo de los mercados accionarios es una condición necesaria con tal de alcanzar la completa eficiencia en la asignación de capital si es que el gobierno puede liberalizar el sistema financiero. En cuanto a la generación de crecimiento real dentro de la economía, tanto los mercados accionarios como los bancos proveen recursos para el financiamiento externo de las firmas, además de crear información valiosa para la asignación de estos. Ambos difieren en la forma en que la información es proporcionada, siendo el canal de transmisión los precios de las acciones para el caso del mercado accionario y la recopilación directa por parte de los administradores de crédito para el caso de los bancos. Por lo tanto, mientras los bancos financien proyectos y a prestatarios seguros, los mercados accionarios podrán financiar proyectos de inversión productivos e innovadores de carácter

riesgoso (Caporale, Howells, & Soliman, 2005). Fama y Schwert establecen que hay tres explicaciones potenciales para la fuerte conexión existente entre el precio de las acciones y la actividad económica: “Primero, la información relativa a la futura actividad real pudo haber sido reflejada en el precio de las acciones antes de que esta ocurra; esto es esencialmente la noción de que los precios de las acciones son un indicador rezagado del estado de la economía. Segundo, cambios en las tasas de descuento pueden afectar los precios de las acciones y la inversión real similarmente, sin embargo el resultado final de la inversión real no aparece hasta ya un tiempo transcurrido desde que esta se ha realizado. Tercero, cambios en los precios de las acciones cambian la riqueza, y esto puede afectar la demanda por consumo y los bienes de inversión” (Fama, 1990; Schwert, 1990).

2.3 Información macroeconómica y mercados financieros

Muchos autores han establecido la causalidad desde la actividad económica hacia el desarrollo financiero relacionando información macroeconómica monetaria con el mercado bursátil (Berkman, 1978; Cornell, 1983; Lynge Jr, 1981; Pearce & Roley, 1983). A través del argumento de diversificación que está implícito en la teoría de los mercados de capital, solo variables relacionadas a los fundamentales macroeconómicos pueden influenciar los precios de los grandes agregados del mercado de acciones. Cualquier variable sistémica que afecte la estructura de precios de la economía o que inflencie los dividendos también influenciará los retornos del mercado accionario. Adicionalmente, cualquier variable que sea necesaria para completar la descripción del estado natural de la economía también será parte de la caracterización de los factores de riesgo sistemático. Un ejemplo de esto puede ser una variable que no tenga directa influencia en los flujos de caja de las empresas pero que si tenga relación con el set de oportunidades de inversión (Chen, Roll, & Ross, 1986). Bajo este contexto, podría esperarse que los ajustes de los portafolios de inversión ante un aumento en el componente monetario afecte al mercado accionario, así como el mercado de bienes y de servicios (Friedman & Schwartz, 1963). En tanto es posible que la reacción de los inversionistas se dé con algún retraso, el efecto inmediato de los cambios en la masa monetaria se materializa en el precio de las acciones (Tobin & Brainard, 1963). Este efecto es consistente con la proposición de la teoría de portafolios, la cual explica que la información concerniente a la tasa actual de crecimiento de la oferta monetaria es

internalizada en los retornos bursátiles, y corrobora el planteamiento de la teoría de mercados eficientes respecto de eficiencia del mercado accionario con respecto a la información monetaria (Rogalski & Vinso, 1977). Existen dos grandes hipótesis que ligan la macroeconomía y política monetaria con los mercados accionarios. La hipótesis de la “*Tasa de interés real esperada*” sostiene que ante aumentos no anticipados de la masa monetaria los precios de las acciones caerán, ya que se esperara una intervención de las autoridades monetarias que aumente el componente real de las tasas de interés nominales. Esto afecta el precio de las acciones tanto directa como indirectamente; directamente porque se espera que las tasas de descuento real a las que se capitalizan los flujos de caja futuros aumenten, e indirectamente debido a que la relación inversa entre producto interno bruto y tasas de interés conlleva que los flujos de caja futuros esperados disminuyan. Por otro lado, la hipótesis de la “*Inflación esperada*” argumenta que ante un aumento inesperado de la masa monetaria los precios de las acciones caen porque el premio por inflación en las tasas nominales de interés aumenta, lo que disminuye los dividendos reales antes de impuestos (Hardouvelis, 1987).

2.4 Relevancia de la integración financiera internacional

A partir de la apertura financiera reciente por parte de las economías a lo largo del mundo, paralelamente empezó un proceso de integración financiera entre los distintos mercados existentes. Los mercados accionarios mundiales se han visto invadidos por muchos inversores internacionales que buscan mejores retornos y diversificar el riesgo de sus portafolios, propagando a su vez las turbulencias individuales de los mercados. Esta internacionalización en las operaciones de los mercados financieros ha derivado en una gran cantidad de estudios que buscan desentrañar los beneficios cruzados de la integración entre las distintas economías involucradas. La integración financiera permite una mayor movilidad de capitales, una diversificación perfecta de los riesgos y la capacidad de suavizar el consumo en los mercados globalizados, permitiendo una mayor especialización por parte y entre economías desarrolladas (Kose, Prasad, & et al., 2006). Los precios de los activos en mercados segmentados son diferentes a aquellos presentes en mercados de capitales integrados. La disminución de las barreras proteccionistas y la libre circulación de capital permiten a los inversionistas explotar oportunidades de arbitraje en diferentes

países. Por lo tanto, se puede esperar rendimientos similares entre activos con igual riesgo y liquidez independiente de la nacionalidad o locación geográfica, y por ende, un mayor grado movimiento compartido entre sus precios (Furstenberg, Jeon, Mankiw, & Shiller, 1989). No obstante, tanto para economías desarrolladas como para economías emergentes, los beneficios en el aspecto macroeconómico de la integración financiera no son del todo claros (Obstfeld & Rogoff, 2005). Se ha mostrado que la liberalización financiera está asociada a una menor volatilidad en el consumo en países desarrollados, no siendo este resultado extrapolable para el caso de mercados emergentes. La relación entre apertura financiera y volatilidad en los países emergentes puede verse afectada por algunas características que los hacen más vulnerables a shocks externos. Las limitaciones para diversificar sus exportaciones e importaciones pueden hacerlos más susceptibles a los shocks en los términos de intercambio y la demanda externa (Bekaert, Harvey, & Lundblad., 2006). Tomando en cuenta los potenciales costos y beneficios de la integración financiera, es importante determinar en qué grado los mercados internacionales bursátiles están integrados entre sí.

2.5 Evidencia empírica

En la línea investigativa que relaciona los índices bursátiles con fundamentales macroeconómicos, los primeros estudios realizados se enfocaron en relacionar la actividad real (medida como el crecimiento de las tasas de producción) con los índices bursátiles en Estados Unidos, encontrando que esta aproximación del crecimiento agregado de la economía tenía un alto poder explicativo sobre la varianza de los retornos del mercado accionario de la Bolsa de Nueva York (Fama, 1990). El efecto de los fundamentales macroeconómicos sobre las tasas de descuento de los retornos accionarios juega un rol clave bajo este contexto, siendo relevantes los cambios en las curvas de rendimiento y los premios por riesgo de la economía al intentar explicar las variaciones del mercado bursátil (Chen, Roll, & Ross, 1986). Utilizando la metodología de los vectores de cointegración (Johansen, *Statistical analysis of cointegration vectors*, 1988) se evidencia que los mercados accionarios de Estados Unidos capturan el comportamiento de variables macroeconómicas en sus índices de precios bursátiles entre los años 2001 y 2012, estableciéndose una relación negativa indirecta entre incrementos en las tasas de interés

reales e índices bursátiles agregados, y una relación positiva directa entre estos últimos y la masa monetaria (Jordan, 2014). La reacción en el precio de las acciones es más fuerte para empresas del rubro financiero y cuando los cambios en los fundamentales monetarios son inesperados (Hardouvelis, 1987). Bajo un similar marco teórico, se evidencia que el mercado accionario de Corea del Sur captura el comportamiento de variables macroeconómicas en sus índices de precios bursátiles, específicamente se encuentra que estos cointegran con el índice de producción económica, tipo de cambio nominal, balanza comercial, y la oferta monetaria, lo que refleja una relación de equilibrio en el largo plazo entre los precios accionarios y fundamentales macroeconómicos en este país (Kwon & Shin, 1999). El mercado bursátil de Brasil se encuentra relacionado en el largo plazo con sus respectivas variables macroeconómicas para el periodo 1995 -2010. El índice del mercado accionario de Sao Paulo (BOVESPA) se ve afectado positivamente por el índice de producción agregada y negativamente respecto a la inflación y el tipo de cambio nominal, además de no evidenciar una relación significativa entre este y la tasa de interés doméstica (Silva, Coronel, & Vieira, 2014). Para el caso de Chile, la evidencia indica que el IPSA (índice accionario representativo de la Bolsa de Comercio de Santiago) cointegra con el DOWJONES, el índice de producción económica (IMACEC) y un proxy de la utilidad por acción para el periodo 2004-2011, indicando una relación de largo plazo entre este índice y sus fundamentales (Gregoire & Ríos, 2011).

En el grupo de estudios que establecen una relación desde los índices agregados del mercado accionario hacia variables macroeconómicas se destaca el poder explicativo de la variabilidad del S&P 500 sobre las variaciones en el producto interno bruto real y las tasas de desempleo en Estados Unidos. Estos resultados se sustentan en la *“Hipótesis de la información rezagada”*, la cual sostiene que la llegada de nueva información relevante para las decisiones de producción es incorporada en los precios accionarios impactando al producto real y al desempleo lentamente a través del tiempo (Huang & Kracaw, 1984). De igual manera, el mercado de bonos contiene información relevante para predecir el crecimiento del producto interno bruto, alcanzando un grado de precisión mayor en sus predicciones respecto al mercado accionario. Mientras que las medidas de curvas de rendimiento explican más de un 30% de la variación del crecimiento económico de Norteamérica para el periodo 1953 – 1989, las variables del mercado bursátil pueden

explicar solo alrededor de un 5% en dichas variaciones. En la medida que los ingresos de las firmas estén correlacionados con el crecimiento económico, se puede esperar que el precio de las acciones contenga información relativa a la actividad económica real. Sin embargo, las variaciones en el precio de las acciones pueden reflejar tanto cambios en las expectativas de del crecimiento económico como cambios en el riesgo percibido de los flujos de caja futuros. El cambio en la percepción del riesgo de los flujos de caja puede confundir la información relativa al crecimiento económico esperado incorporada en las acciones (Harvey, 1989). En línea con estos resultados, se encuentran conclusiones similares cuando se realiza este ejercicio bajo otros contextos económicos. Utilizando la metodología de los vectores de cointegración, se evidencia que para el periodo 1996 – 2007 el índice bursátil agregado del mercado accionario de Alemania causa en el sentido de Granger el crecimiento económico real de dicha economía (Adamopoulos, 2010). Definiendo distintos proxis de desarrollo del mercado accionario (Capitalización bursátil cómo % del PIB, volumen de transacciones cómo % del PIB, y volatilidad el mercado accionario) se alcanza un grado de explicación causal razonable para los crecimientos reales de las economías de Pakistán e India (Shahbaz, Ahmed, & Ali, 2008).

Cuando el análisis se enfoca en la relación existente entre los distintos índices bursátiles internacionales, se encuentra que para el periodo afectado por la crisis internacional financiera reciente (Septiembre 2008-Agosto 2009) tres conjuntos de índices bursátiles económicos (economías de la OECD, países del Pacífico y países asiáticos) poseen al menos un vector de cointegración, destacando de esta manera la importancia de la integración internacional en el ámbito financiero (Assidenou, 2011). Para el caso de las economías pertenecientes al Asia Pacífico, la evidencia empírica sugiere una relación de largo plazo entre los mercados accionarios de Hong Kong, India, Corea y Malasia y el mercado accionario de Estados Unidos, mientras que para Indonesia, Filipinas y Singapur, esta relación coexiste respecto al mercado accionario de Japón (Ghosh, Reza, & Johnson, 1999). La evidencia encontrada para los mercados accionarios de Latino América es mixta; cuando se estudia las relaciones de largo plazo entre las principales economías de la región, los resultados apuntan a la presencia de una relación bidireccional entre estos, destacando un comportamiento diferente para el caso de Brasil (Chaudhuri, 1997). Por otro lado, cuando se realiza un similar ejercicio con los mismos países y Estados Unidos, no se

encuentra una relación estable de largo plazo entre estos o respecto a Norte América, sin embargo, si se evidencia una causalidad en el corto plazo heterogénea del mercado accionario estadounidense y brasileño sobre los distintos mercados latinoamericanos (Tabak & Lima, 2002).

III. METODOLOGÍA Y DATOS

Se ocupará el enfoque de la cointegración (Engle & Granger, 1987; Johansen, 1988) para investigar las relaciones comunes entre el índice del mercado accionario de la Bolsa de Santiago de Chile (IPSA), el índice mensual de actividad económica publicado por el Banco Central de Chile (IMACEC), variables macroeconómicas e índices bursátiles de mercados extranjeros. El análisis de cointegración requiere dos pasos: un test de raíz unitaria para determinar la no estacionariedad de las series en nivel y su estacionariedad en primeras diferencias, y luego un test para determinar si existe alguna relación de cointegración entre ellas. Se analizará la cointegración respecto al IPSA y al IMACEC en dos niveles; uno en el que se relacione a estos con las otras variables de manera bivariada, y luego de manera multivariada. Finalmente, se estimará un modelo de corrección de errores y se analizarán shocks a las variables del sistema mediante funciones de Impulso – Respuesta.

3.1 Test de raíz unitaria

Uno de los requerimientos básicos de la presencia de cointegración es que todas las series de tiempo tengan el mismo orden de integración. Por lo tanto se necesitan test para averiguar si las series son estacionarias. En la práctica económica, dos test han sido extensamente ocupados para determinar el orden de integración: El test de Dickey Fuller Aumentado (Dickey & Fuller, 1979) y el Test de Phillips-Perron (Phillips & Perron, 1988).

El test de Dickey Fuller Aumentado (ADF) permite testear la existencia de raíz unitaria con la presencia de auto correlación en los términos de error. La idea es aproximar la estructura ARMA de los residuos añadiendo los propios rezagos del proceso para testear si

la regresión alcanza errores independientes e idénticamente distribuidos. Considere la siguiente relación lineal:

(1)

con α siendo una constante, β una tendencia y ϵ_t el término de error dado por el proceso estacionario ARMA(p,q):

(2)

donde ϕ_1, \dots, ϕ_p son los coeficientes de la parte AR y $\theta_1, \dots, \theta_q$ son los coeficientes de la parte MA del proceso. El error idiosincrático ϵ_t se supone que sigue una secuencia independiente e idénticamente distribuida. Si ϵ_t es estacionario e invertible, este puede escribirse como el proceso AR(∞):

(3)

donde α_j es la secuencia resultante de los coeficientes de la parte AR. Ahora se asume que este proceso puede ser aproximado por un proceso AR(∞):

(4)

donde ϵ_t captura el error idiosincrático ϵ_t y el error resultante por la aproximación. Bajo la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, las diferencias del proceso Δy_t están definidas en base a los errores correlacionados tal que $\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta y_t + \epsilon_t$. Usando la aproximación de ϵ_t , la ecuación (1) puede ser reescrita de la siguiente manera:

(5)

y después de restar Δy_t en ambos lados de la ecuación:

(6)

donde $\hat{\rho}$. Estimando la ecuación (6) vía M.C.O estándar nos permite testear la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en $\rho = 1$, contra la alternativa de que el proceso es estacionario, esto es $\rho < 1$. Sin embargo, bajo la hipótesis nula el estadístico $\hat{\rho}$ no tiene una distribución normal, incluso en el límite. Por lo tanto, los valores críticos relevantes para el test deben buscarse en los estudios realizados por Dickey y Fuller (Dickey & Fuller, 1979).

Otro test de raíz unitaria ampliamente utilizado es el test de Phillips – Perron (PP) (Phillips & Perron, 1988). El test PP difiere del test ADF principalmente en como lidia con los auto correlacionados y heterocedásticos términos de error. Mientras que la regresión ADF aproxima la estructura ARMA de los errores con auto regresiones paramétricas, el test PP modifica directamente el estadístico del test. El test considera la siguiente regresión en la cual cualquier auto correlación en los errores ha sido ignorada:

(7)

donde α es una constante y ϵ_t es un término de error estacionario que podría estar auto correlacionado y ser homoscedástico. La hipótesis nula $\alpha = 0$ es la misma que se define para el test ADF. Sin embargo, en lugar de evaluar el estadístico $\hat{\rho}$ directamente, el test de Phillips – Perron utiliza la siguiente transformación:

— — — — — (8)

donde $\hat{\sigma}^2$ es la estimación consistente de la varianza del error ϵ_t utilizando los residuos de la estimación M.C.O tal que:

(9)

y $\hat{\sigma}^2$ es el estimador Newey – West de la varianza de largo plazo:

(10)

Estos parámetros guían la corrección de los potenciales problemas de auto correlación y heterocedasticidad de los términos de error. Phillips y Perron (Phillips & Perron, 1988) mostraron que si la hipótesis nula es cierta, los test ADF y PP tienen la misma distribución y por lo tanto usan los mismos valores críticos presentados en los estudios de Dickey y Fuller (Dickey & Fuller, 1979). Si bien ambos test son asintóticamente equivalentes, en muestras pequeñas las diferencias pueden ser considerables. En la práctica económica, el test PP es a menudo preferido ya que su enfoque no paramétrico en el modelamiento de parámetros con potenciales problemas permite la aplicación a un amplio rango de procesos de series de tiempo, incluyendo los datos débilmente dependientes y heterogéneamente distribuidos.

3.2 Concepto de cointegración

El concepto de cointegración descansa en los innovadores trabajos de Granger (Granger, 1981) y Engle y Granger (Engle & Granger, 1987), que consistían en el análisis de relaciones entre series de tiempo no estacionarias que compartían una tendencia estocástica común. Suponga que existen dos procesos de series de tiempo y que ambos poseen raíz unitaria. Si bien ambas series pueden vagar arbitrariamente, podría haber alguna fuerza económica que las relacione coherentemente y establezca algún tipo de relación de largo plazo de equilibrio. Lo anterior se puede describir de forma sencilla de la siguiente manera: suponga que y_t es una variable integrada de orden uno e x_t también lo es, entonces se puede relacionar mediante M.C.O estas variables obteniendo los estimadores y residuos respectivos:

(11)

El test de cointegración de Engle y Granger está basado en la estacionariedad del residuo estimado de la regresión anterior, \hat{u}_t , la cual puede ser corroborada por el test de Dickey-Fuller Aumentado o el test Phillips - Perron:

(12)

Si H_0 puede ser rechazada, entonces se concluye que existe una combinación lineal entre las series temporales, e_t , que es estacionaria, y que por lo tanto existe cointegración entre estas variables. Si H_0 no puede ser rechazada, entonces se asume que la serie e_t contiene raíz unitaria y se acepta H_1 , la cual establece que no existe cointegración entre las series. Cuando ambas series están cointegradas, entonces la causalidad estará presente en al menos una dirección. Con el objetivo de testear la causalidad en el sentido de Granger (Granger, 1969; Granger, 1988) se construye un mecanismo de corrección de errores (ECM) en base al teorema de representación de Granger (Engle & Granger, 1987):

(13)

(14)

En este sentido, la existencia de una relación causal en el corto plazo entre las variables e_t está determinada por la significancia estadística de los coeficientes α_1 y α_2 , no siendo estas excluyentes entre sí (Granger, 1969). Adicionalmente, la existencia de una relación de largo plazo entre ambas variables está determinada por la significancia estadística de β_1 y β_2 , representando la magnitud de estos coeficientes la velocidad con que el modelo corrige su tendencia para restaurar el equilibrio de largo plazo (Granger, 1988).

3.3 Modelo de corrección de errores

Suponga que I_t es un vector $n \times 1$ de series de tiempo integradas y que el proceso de generación de datos sigue una estructura $I_t = \mu + \epsilon_t$ tal que:

(15)

donde α es una constante, β el coeficiente determinístico de la tendencia temporal y la secuencia ϵ_t representa $n \times 1$ matrices. El teorema de representación de Granger establece que si el set de variables X_t cointegran, entonces estas pueden ser representadas mediante el siguiente vector de corrección errores:

(16)

donde α y β para

La representación VECM¹ es esencialmente un modelo VAR en diferencias con parámetros de corto plazo α y el término adicional β , donde β es una matriz de $n \times n$. Esta restricción en el VAR diferenciado enlaza las series individuales del vector entre sí y asegura que el sistema vuelva a su relación de equilibrio de largo plazo (Banerjee et. al, 1993).

La matriz β y su rango r son de crucial importancia para la relación de cointegración del sistema. Si β tiene un rango de cero, el término se margina. Si este es el caso, todas las series individuales poseen raíz unitaria y la ecuación (VECM) se reduce a un VAR estable en diferencias que no contiene una relación de cointegración (Enders, 1995). Si β tiene rango completo, todas las series del sistema son estacionarias y por ende cada combinación lineal será estacionaria también. El caso interesante es cuando β tiene un rango entre 0 y n . Si el rango de β es deficiente, entonces la matriz β puede ser escrita como $\beta = \alpha \gamma'$ donde α y γ son matrices $n \times r$. Existirán r relaciones lineales de cointegración independientes en el sistema. La matriz γ , llamada la matriz de cointegración, agrupa todos los vectores de cointegración lineales independientes. El parámetro α , también llamado matriz de retroalimentación, ajuste o de sobre carga, puede ser interpretado como la velocidad de ajuste de los errores en la relación de largo plazo. Si

¹ Vector Error Correction Model

el sistema está fuera del equilibrio, esto es cuando λ , la matriz de ajuste controlará los cambios Δx_t en el siguiente periodo devolviendo las series de tiempo a la relación establecida por la matriz de cointegración. Grandes valores en λ corresponden a ajustes más rápidos al equilibrio de largo plazo. Las matrices α y β no son únicas y pueden ser descompuestas arbitrariamente. Por lo tanto, una manera factible de solucionar este problema es normalizar el primer componente del vector de cointegración a uno (Brüggemann & Lütkepohl, 2005).

La secuencia de parámetros α mide las reacciones de corto plazo de las series ante cambios en sus propios valores pasados y β cambios en los valores pasados de las otras variables en el sistema, similar a la interpretación de los parámetros presentes en un modelo VAR estándar no cointegrado. Si las diferencias de las series son estacionarias, los efectos de las fluctuaciones de estas en el corto plazo eventualmente desaparecerán y no tendrán influencia en la relación de largo plazo.

La estimación del VECM puede ser realizada mediante M.C.O estándar o utilizando el enfoque de Máxima Verosimilitud. Engle y Granger (Engle & Granger, 1987) propusieron un método de dos etapas que en principio estima el vector de cointegración regresionando las series del sistema una por una respecto a las restantes series. En una segunda etapa, el vector de cointegración estimado es usado para estimar (16). El método de Máxima Verosimilitud desarrollado por Johansen (Johansen, 1988) es un enfoque de información completa que estima el VECM en una simple etapa. Este procedimiento tiene la ventaja que no transmite las sobrestimaciones de los errores de la primera en la segunda etapa y por ende alcanza estimadores más eficientes (Maysami & Koh, 2000).

3.4 Test de cointegración

Si es que hay más de dos series temporales en la regresión de cointegración, entonces es posible que exista más de un vector de cointegración. Si es que este es el caso, no es claro que el método de estimación a utilizar para testear la cointegración sea M.C.O estándar tal como se mostró en la sección 3.2. Un método más apropiado para testear cointegración en un contexto multivariado (más de dos variables en el sistema) fue desarrollado por Johansen (Johansen, 1988; Johansen, 1991). Johansen deriva el estimador de máxima verosimilitud del espacio de cointegración. Este test se basa en el test del ratio de

verosimilitud (LR) para la hipótesis que sostiene la existencia de un espacio de cointegración restringido a un cierto sub espacio. El procedimiento de Johansen se desarrolla en base a cuatro supuestos principales: 1) El proceso de generación de los datos para la ecuación del VAR (17) está correctamente especificado, 2) Los errores son variables aleatorias Gaussianas independientes e idénticamente distribuidas con media cero y matriz de varianza – covarianza Σ , 3) No existen quiebres estructurales y 4) Todas las series del sistema son integradas del mismo orden (Burke & Hunter, 2005). El proceso VAR del test de Johansen se puede escribir de la siguiente manera:

$$(17)$$

donde α es un vector $k \times 1$ y sigue una distribución $N(\alpha, \Sigma)$. Escribiendo el vector auto regresivo como un modelo de corrección de errores:

$$(18)$$

donde nuevamente β , γ y δ con β siendo el vector de cointegración. Para testear el rango de cointegración, el procedimiento de Johansen propone dos pares diferentes de hipótesis, que son:

$$(19)$$

$$(20)$$

Johansen demuestra que el estadístico λ_{p-r} para testear (19), refiriéndose a este como estadístico de trace, y λ_{p-r} para testear (20), conocido como estadístico máximo eigenvalue, son asintóticamente distribuidos tal que:

$$(21)$$

$$(22)$$

donde $\text{tr}(\cdot)$ es el operador traza y λ_{p-r} es el máximo eigenvalue de la matriz:

(23)

con ϵ_t siendo un proceso estándar de Wiener de n dimensiones.

Para determinar el rango de cointegración, Johansen propuso un procedimiento de testeo secuencial partiendo con testear la hipótesis nula de $r = r_0$ en contra las alternativas descritas en (19) y (20). Si la nula puede ser rechazada, la secuencia procede a testear una nueva hipótesis nula, $r = r_0 + 1$, continuando hasta donde la hipótesis nula no pueda ser rechazada. El rango de cointegración escogido será finalmente r . Asintóticamente, el estadístico de trace y el máximo eigenvalue son equivalentes. Sin embargo, en muestras pequeñas ambos test pueden arrojar resultados diferentes que conlleven a inferencias incorrectas. Adicionalmente, este procedimiento es sensible a la longitud de los rezagos escogidos que pueden ser escogidos mediante un criterio de información. Adicionalmente, como este procedimiento se basa en el supuesto de que los residuos son independientes e idénticamente distribuidos, es necesario implementar los test de rigor para asegurar el comportamiento apropiada del término de error.

3.5 Funciones de Impulso – Respuesta

Para lidiar con sistemas dinámicos, el análisis de impulso – respuesta se ha vuelto una herramienta común entre los investigadores. Las funciones de impulso – respuesta permiten cuantificar los efectos de un shock exógeno, o un simple impulso, en una de las variables del sistema a través del tiempo. Esto se puede ilustrar como un shock de una desviación estándar en el periodo t con todos los errores iguales a cero en los otros periodos. Para VARs estacionarios, obtener las funciones de impulso – respuesta es relativamente fácil. Si el VAR(p) de k dimensiones con coeficientes A es estable, este puede ser escrito como un proceso vectorial de media móvil infinito:

(24)

donde I es la matriz identidad y los otros coeficientes pueden computarse recursivamente. Los coeficientes MA matriciales contienen las respuestas a los impulsos del sistema con la columna j indicando la respuesta de cada variable ante un shock en la variable j del sistema (Brüggemann & Lütkepohl, 2005). Por lo tanto, la secuencia traza el patrón temporal de los shocks a través del tiempo.

La función de impulso – respuesta resume el efecto de un error idiosincrático en una variable sobre las otras variables del sistema. Sin embargo, en las aplicaciones del mundo real es poco probable que los errores en un sistema de ecuaciones sean independientes unos con otros, más bien estos están correlacionados contemporáneamente, esto significa que la matriz de varianza – covarianza no es diagonal. Una forma de obtener errores aislados es usar la descomposición de Cholesky de la matriz de covarianza:

$$(25)$$

donde A es un triangular inferior y D una matriz diagonal. Los shocks ortogonalizados pueden ser calculados y usados en el análisis de impulso – respuesta ya que estos no están correlacionados entre sí.

En sistemas estables, los coeficientes MA tienden a cero y los efectos de los shocks desaparecen cuando. Sin embargo, la representación descrita en la ecuación (24) no es válida para un VAR no estacionario ya que sus coeficientes MA no convergen a cero. Esto significa que los shocks exógenos a las variables del sistema tienen efectos persistentes a través del tiempo (Lütkepohl & Reimers, 1992).

Cuando la cointegración está presente, hay dos maneras generales de estimar las funciones de impulso – respuesta que difieran en la forma en que incorporan el vector de cointegración. La manera más fácil es simplemente escribir el modelo VAR en niveles e ignorar las restricciones de las relaciones de largo plazo del vector de cointegración. La ventaja de este método es que un modelo VAR es más fácil de estimar que un modelo VECM. Los coeficientes del VAR son consistentes y convergen a una tasa más rápida cuando se está en presencia de cointegración, pero estos no son eficientes si es que no incorporan la información suministrada por el vector de cointegración (Mitchell, 2000; Chao & Phillips, 1999). Utilizando simulaciones de Monte Carlo se ha demostrado que las estimaciones de funciones de impulso – respuesta de un modelo VAR se desempeñan bien

en horizontes cortos y son casi idénticas a las obtenidas por un modelo VECM. Sin embargo, en horizontes largos estas divergen de sus valores verdaderos y el modelo VAR no es capaz de capturar los efectos persistentes (Naka & Tufte, 1997). Por otro lado, existe evidencia que el sesgo puede ser evidente tanto en horizontes corto como largos. Aunque los coeficientes del modelo VAR son consistentes, esto no significa que las funciones de impulso – respuesta de este lo sean. Se argumenta que incluso en grandes muestras, esto es un problema considerable, ya que las funciones de impulso – respuesta estimadas de un modelo VAR en niveles tienden alcanzar variables aleatorias, no los valores verdaderos. Por lo tanto, estimar el vector de cointegración podría ser una mejor opción respecto a ignorar esta relación de largo plazo (Mitchell, 2000).

Para obtener la funciones de impulso – respuesta de un sistema cointegrado, Naka y Tufte propusieron un método de cuatro pasos basado en el modelo de corrección de errores: 1) Determinar el rango de cointegración mediante el método de Johansen y estimar el vector de cointegración, 2) Estimar el modelo de corrección de errores tal como se muestra en la ecuación (16) ocupando el vector obtenido en el paso uno, 3) Transformar el VECM en un VAR en niveles utilizando la relación $\hat{y}_t = \hat{y}_t + \hat{e}_t$, y 4) Obtener las función de impulso – respuesta de la representación de medias móviles del VAR en niveles.

3.6 Datos

En el estudio se utilizaran dos grandes grupos de variables; aquellas relacionadas a fundamentales macroeconómicos de la economía chilena e índices bursátiles de distintos mercados a nivel internacional, centrando el análisis en el índice accionario de la Bolsa de Comercio de Santiago (IPSA) y el índice mensual de actividad económica publicado por el Banco Central de Chile (IMACEC). La frecuencia de los datos es mensual y abarca el periodo comprendido entre el 31/12/2012 y el 31/12/2013, resultando en una muestra con 121 observaciones. Todos estos fueron extraídos del sitio oficial del Banco Central de Chile y el sitio web Yahoo! Finance, transformando a escala logarítmica las variables que se encontraban en nivel, ya que esto ayuda a interpretar de mejor manera relaciones que incorporen primeras diferencias (Ver Anexo 1 para descripción en detalle de cada variable).

Las variables relacionadas a fundamentales macroeconómicos son las siguientes: la tasa de política monetaria doméstica (TPM), la masa monetaria definida como M2 (M2), el tipo de cambio nominal peso/dólar (TCN), el índice mensual de actividad económica en su versión desestacionalizada como proxy de la actividad económica (IMACECDES), el precio del cobre USD/libra (PC), el precio del petróleo WTI USD/barril (PP), el spread EMBI para Chile como proxy del premio por riesgo (EMBI), la diferencia entre las tasas de interés a 5 y 2 años de los bonos licitados por el BCCh en pesos como proxy de las curva de rendimiento de la economía (YIELD) y el índice de precios al consumidor (IPC).

Por otro lado, los índices bursátiles a estudiar son los siguientes: el índice accionario de la Bolsa de Comercio de Santiago (IPSA), los índices accionarios de los mercados de Estados Unidos (NASDAQ100, DOWJONES), el índice accionario de la Bolsa de comercio de Tokio (NIKKEI225), el índice accionario de la Bolsa de comercio de Londres (FTSE100), el índice accionario de la Bolsa de comercio de Shanghái (SSECOMPOSITE), el índice accionario de la Bolsa de comercio de Hong Kong (HANGSENG), el índice accionario de la Bolsa de comercio de Fráncfort (DAX) y el índice accionario de la Bolsa de comercio de Sao Paulo (BOVESPA).

IV. CONTEXTO

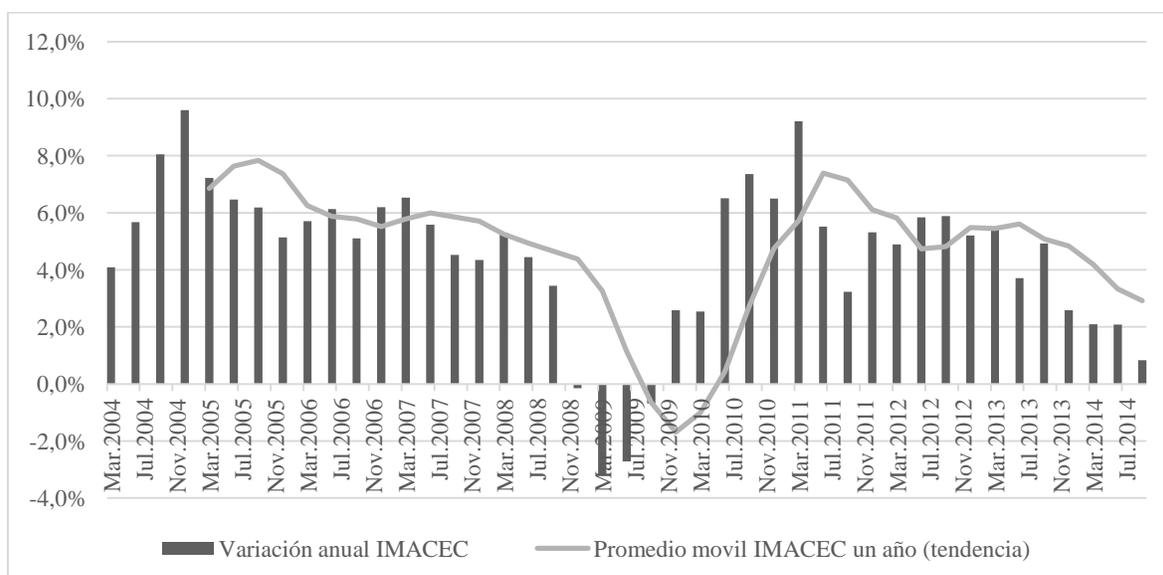
En esta sección se contextualizan los datos y el escenario sobre el cual se aplicará la metodología descrita anteriormente. Primero se describe el panorama macroeconómico experimentado por la economía chilena entre los años 2003 y 2013, haciendo énfasis en las principales variables macroeconómicas e hitos ocurridos en dicho periodo. Luego se realiza una comparación entre los distintos índices bursátiles en estudio, describiendo en mayor detalle el correspondiente a la Bolsa de Comercio de Santiago. Por último, se discute el aumento reciente de la inversión extranjera directa ocurrido en las economías de América Latina, junto a la relevancia que tiene la inversión internacional en instrumentos financieros dentro de la economía nacional.

4.1 Contexto macroeconómico

Los principales acontecimientos macroeconómicos ocurridos entre el año 2003 y 2013 fueron la crisis financiera mundial del año 2008 y la crisis de la zona euro iniciada en 2010. La solidez de la economía chilena y la gestión macroeconómica fueron los principales

protectores frente a la recesión económica mundial iniciada el año 2008 que extendió un largo periodo de incertidumbre económica mundial, afectando a los mercados internacionales por la vía del deterioro de los términos de intercambio del comercio internacional. Chile como economía pequeña y abierta, dependiente de las exportaciones, especialmente del cobre, fue duramente golpeado por esta crisis financiera y la caída ligada de los precios de los commodities, lo cual tuvo efectos negativos en la demanda interna y la actividad. En este marco, el gobierno implementó con rapidez políticas anti cíclicas, que sumado a un rebote de los precios del cobre durante el año 2009, ayudó a la economía chilena a salir de la desaceleración. Asimismo, respecto de la reciente crisis europea, esta tampoco ha tenido un efecto demasiado negativo en el crecimiento chileno pese al menor dinamismo del crecimiento mundial y el aparente término de la bonanza de los precios del cobre (Riveros & Báez, 2014). Bajo este contexto, el crecimiento anual del IMACEC se situó entre un 7% y 5% en el periodo marzo 2005 – marzo 2008, alcanzó cerca de -3% en marzo de 2009, se recuperó entre noviembre de 2009 y marzo de 2011, y desde esa fecha se mantenido cercano al 5% con una notoria desaceleración a partir de noviembre de 2013. En el Gráfico 1 se resume el crecimiento anual del IMACEC y su tendencia para el periodo 2003 – 2014.

GRÁFICO 1
CRECIMIENTO ANUAL IMACEC Y TENDENCIA, 2003 - 2014



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile

El crecimiento mensual promedio del IMACEC en este periodo fue de 0.39%, el de la inflación de 0.28%, y el de la masa monetaria de 1.10%. En el escenario externo, el precio del cobre alcanzó un promedio cercano a los 3 dólares por libra, el precio del petróleo 76.04 dólares por barril, el tipo de cambio nominal peso dólar se situó en los 528.60 pesos, y el spread por riesgo país en 1.33%. El principal instrumento de política monetaria registró un promedio de 4.06%, con un máximo de 8.25% el último trimestre de 2008, y un mínimo de 0.50% entre septiembre de 2009 y mayo de 2010. El spread entre bonos de largo y corto plazo alcanzó un promedio mensual de 1.33%, registrando su menor valor (-0.83%) en octubre de 2009. La estadística descriptiva de estas variables macroeconómicas se resume en la Tabla 1.

TABLA 1
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE VARIABLES MACROECONÓMICAS

Variables	Promedio	Mediana	Máximo	Mínimo	Desviación están.
TPM	4.06%	5.00%	8.25%	0.50%	1.96%
YIELD	0.60%	0.21%	2.94%	-0.83%	0.76%
EMBI	1.33%	1.28%	3.83%	0.55%	0.65%
TCN	528.60	522.02	651.51	442.94	48.36
PC	2.89	3.25	4.48	0.99	0.94
IMACECDES*	0.39%	0.38%	6.17%	-3.66%	1.05%
PP	76.04	75.77	133.93	32.10	22.69
M2*	1.10%	1.15%	4.50%	-4.84%	1.32%
IPC*	0.28%	0.30%	1.50%	-1.20%	0.44%

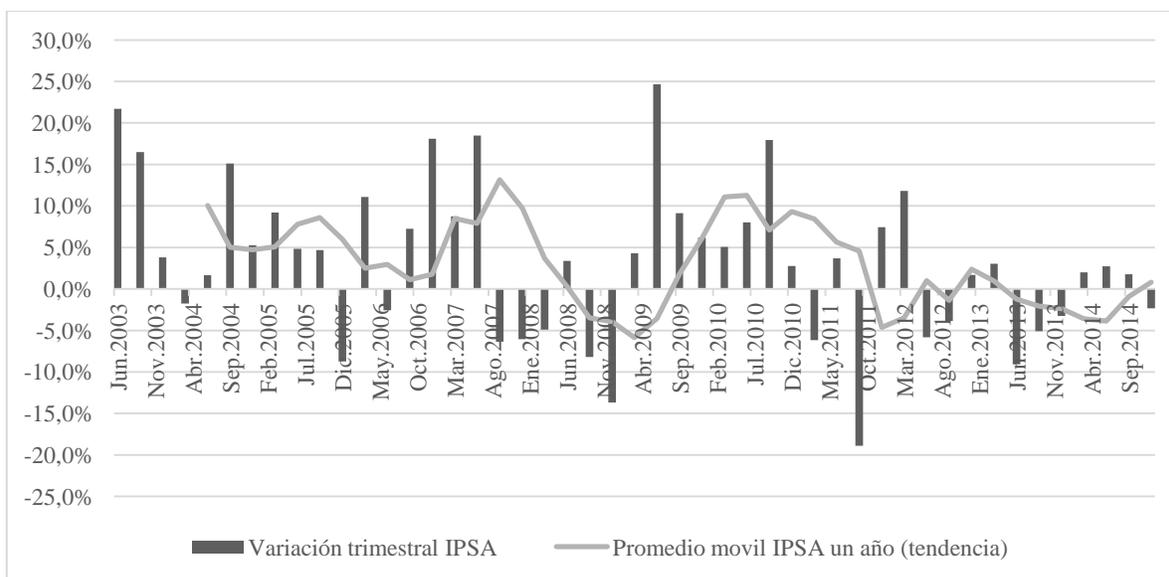
Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile. *: Variaciones porcentuales mensuales.

4.2 IPSA e índices bursátiles internacionales

El mercado de capitales de Chile se ha desarrollado rápidamente desde fines de los 90. Las reformas al mercado de capital y la estabilidad macroeconómica alcanzada han fomentado a inversores internacionales y agentes domésticos a participar en la Bolsa de Comercio de Santiago. Aunque las IPO han sido algo limitadas en las últimas décadas, el volumen total de comercio ha aumentado significativamente durante los últimos años. La fuerte penetración de los fondos mutuos, seguros de vida y compañías de fondos de pensiones (AFP) ha estructurado el nuevo escenario financiero en el que se desarrolla el mercado accionario chileno (Gregoire & Marcet, 2014). El principal índice de la Bolsa de Comercio de Santiago es el IPSA, el cual existe desde 1977 y se construye en base a las 40 compañías de mayor capitalización bursátil de este mercado. En el periodo 2003 – 2013 este índice mostro una tendencia positiva en sus retornos, sin embargo, durante el periodo 2007 - 2008 y 2011 - 2012 este registro retornos negativos, lo cual puede ser explicado por

la incertidumbre en los sistemas financieros internacionales desatada por la crisis sub – prime y la crisis de la zona euro respectivamente. Durante los últimos años, el índice ha reducido sus retornos considerablemente no superando el 3% de variación trimestral. En el Gráfico 2 se muestra las variaciones trimestrales del índice accionario para el periodo 2003 – 2014.

GRÁFICO 2
CRECIMIENTO TRIMESTRAL IPSA Y TENDENCIA, 2003 - 2014



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile

El retorno mensual promedio del IPSA para el mismo periodo de análisis fue de 0.86%, 0.23% por sobre el promedio de los retornos de los ocho índices bursátiles restantes a estudiar. Dentro de estos últimos, los que registran el mayor retorno promedio son el NASDAQ100 y el BOVESPA, ambos con 0.86%, mientras que el con menor retorno es el FTSE100, con 0.41%. Cuando se compara volatilidad de los retornos, se tiene que el IPSA registra una desviación estándar de 4.63%, 1.08% por debajo del promedio de los restantes índices. El que presenta la mayor desviación estándar es el SSECOMPOSITE, con 8.65%, mientras que el con menor volatilidad es el FTSE100, con 3.93%. Finalmente, cuando se comparan todos los índices bursátiles en la dimensión riesgo – retorno, se tiene que el IPSA alcanza el mayor ratio de Sharpe y el SSECOMPOSITE el menor, siendo estos de 0.18 y 0.07 respectivamente. La estadística descriptiva de estos índices se resume en la Tabla 2.

TABLA 2
VARIACIÓN % MENSUAL DE ÍNDICES BURSÁTILES

Variables	Promedio	Mediana	Máximo	Mínimo	Desviación están.	Ratio de Sharpe
IPSA	0.85%	0.58%	16.09%	-9.58%	4.63%	0.18
NASDAQ100	0.86%	1.31%	13.05%	-16.30%	5.27%	0.16
NIKKEI225	0.44%	0.29%	12.85%	-23.83%	5.84%	0.08
FTSE100	0.41%	0.86%	8.45%	-13.02%	3.93%	0.10
SSECOMPOSITE	0.58%	0.71%	27.45%	-24.63%	8.65%	0.07
HANGSENG	0.62%	1.36%	17.07%	-22.47%	6.32%	0.10
DAX	0.83%	1.86%	16.76%	-19.19%	5.25%	0.16
BOVESPA	0.86%	0.78%	15.56%	-24.80%	6.49%	0.13
DOWJONES	0.42%	0.82%	9.54%	-14.06%	3.96%	0.11

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Yahoo! Finance.

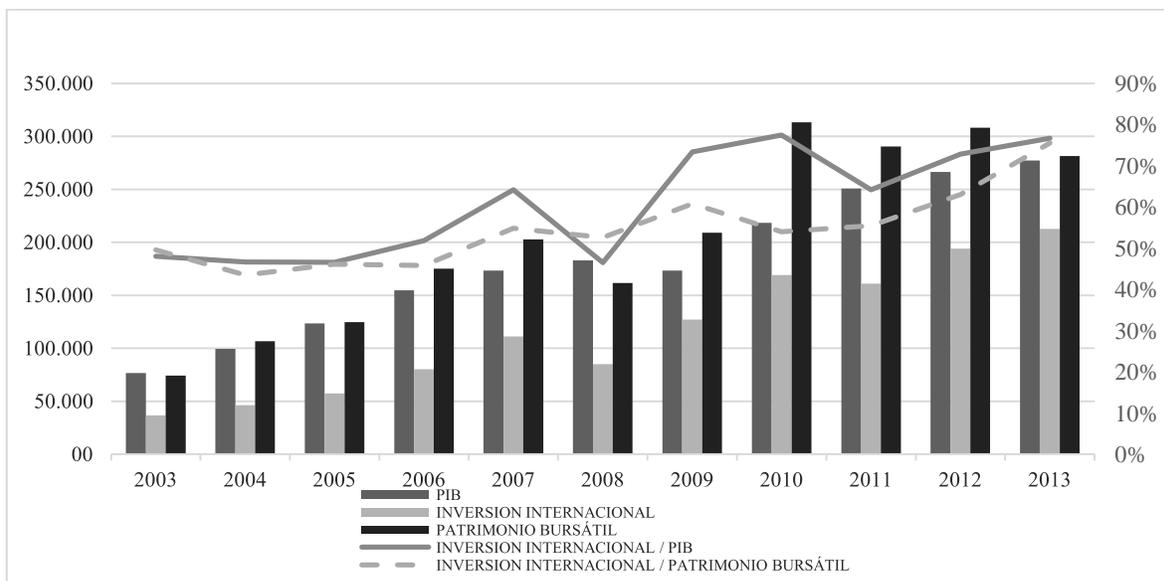
4.3 Integración financiera, PIB y Bolsa de Comercio de Santiago

Las economías emergentes de América Latina han registrado un flujo creciente de entradas de capital durante los últimos años, los cuales se explican tanto por factores externos derivados de la crisis financiera de 2008, como por características propias de la región. De un lado, las bajas tasas de interés prevalecientes en los mercados financieros internacionales, la lenta recuperación de la economía de los Estados Unidos, la crisis europea y la aversión a los bonos soberanos que antes de la crisis eran considerados libres de riesgo, han vuelto más atractivas las oportunidades de inversión en portafolios emitidos en los mercados emergentes. De otro lado, la demanda por materias primas, sus altas cotizaciones externas y, especialmente, las expectativas de mediano y largo plazo sobre la evolución de los commodities, han vuelto llamativa la Inversión Extranjera Directa (IED), especialmente en la industria extractiva. Todo esto en un ambiente de mayor confianza, atribuida, entre otras razones, a las reformas económicas e institucionales que adelantaron varios países de la región durante la última década. Los flujos de capital hacia los mercados emergentes generan oportunidades de crecimiento y desarrollo, pero también imponen desafíos sobre la estabilidad financiera de los países y su manejo macroeconómico (Lozano et. al, 2012).

La economía chilena no ha quedado al margen del proceso de integración financiera internacional experimentado en la región. Midiendo el volumen de inversión internacional como la suma de activos y pasivos de inversiones en cartera de activos e instrumentos derivados se evidencia un abrupto aumento de esta entre los años 2003 y 2013; en el año 2003 la inversión internacional alcanzaba los 36.764 millones de dólares, mientras que en 2013, esta suma pasó a ser de 212.600 millones de dólares. Durante el mismo periodo, la importancia relativa de la inversión internacional respecto al PIB y al patrimonio bursátil de la bolsa de Santiago también incremento; en el año 2003 la inversión internacional

representaba cerca del 48% del PIB y 50% del patrimonio bursátil, mientras que en 2013, esta participación paso a ser de 77% respecto al PIB y de 76% respecto al patrimonio bursátil. De igual manera, el patrimonio bursátil presenta en reiterados años un valor absoluto mayor que el PIB. Esta información se encuentra ilustrada en el Gráfico 3.

GRÁFICO 3
RELACIÓN PIB – BOLSA DE COMERCIO DE SANTIAGO DE SANTIAGO E
INVERSIÓN INTERNACIONAL



Nota: Inversión internacional calculada como la suma de inversiones en cartera de activos e instrumentos derivados (activos + pasivos); series inversión internacional, PIB y patrimonio bursátil en millones de dólares. Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile y la Superintendencia de Valores y Seguro.

V. RESULTADOS

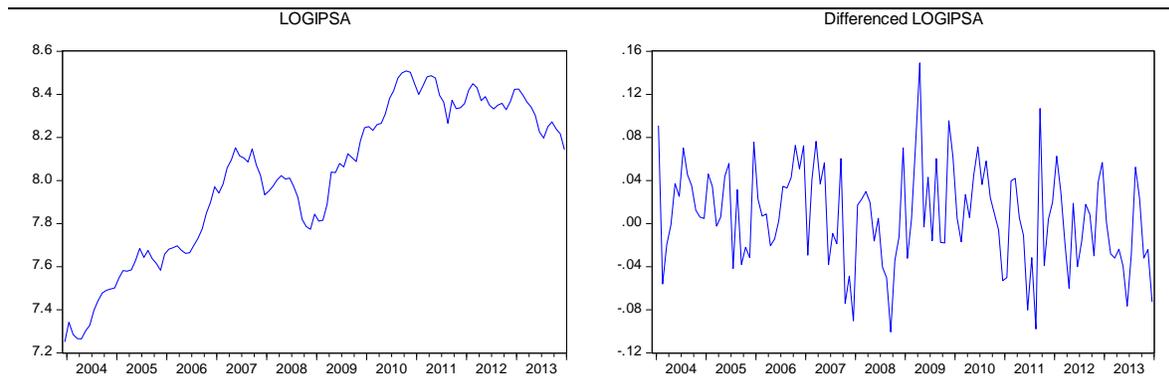
En esta sección se aplica la metodología sobre el contexto descrito anteriormente. En una primera instancia se analiza la presencia de raíz unitaria en las series en base al test ADF y PP. Luego de haber corroborado que las series no presentan raíz unitaria y están integradas del mismo orden, se procede a testear la cointegración en un contexto bivariado entre las series y el IMACEC – IPSA. Posteriormente, se testea la cointegración multivariada entre las series que resultan cointegradas respecto a las variables principales en dos grandes grupos; las que cointegran de manera bivariada con el IMACEC y el IMACEC, y las que cointegran de manera bivariada con el IPSA y el IPSA. Para el grupo de variables que presenta una relación de largo plazo factible se estima un modelo VECM, obteniendo

además sus correspondientes funciones de impulso – respuesta con el objetivo de complementar el análisis.

5.1 Test de raíz unitaria

Antes de que cualquier análisis de cointegración pueda ser realizado, es necesario determinar que todas las series en nivel poseen raíz unitaria y que tienen el mismo orden de integración. Utilizando el test de Dickey - Fuller Aumentado con constante y tendencia temporal, la hipótesis nula de raíz unitaria no puede ser rechazada para casi todas las variables en nivel, exceptuando los casos del logaritmo del precio del petróleo y del EMBI. El test de Phillips – Perron con constante y tendencia corrobora los resultados del test ADF, sin embargo, para la variable EMBI en esta ocasión se evidencia la existencia de raíz unitaria.

GRÁFICO 4
EJEMPLO DE VARIABLE EN NIVEL VS PRIMERA DIFERENCIA



En una segunda etapa, se aplican las primeras diferencias a las series de tiempo para volver a aplicar los test ADF y PP en los datos diferenciados. La hipótesis nula de no estacionariedad es rechazada para todas las variables al 99% de confianza. Esto sugiere que todas las variables en estudio siguen un proceso estacionario. Debido a que todas las series tuvieron que ser diferenciadas una vez para alcanzar la estacionariedad, exceptuando el precio del petróleo, se puede concluir que estas son integradas de orden uno. Los resultados de los test están resumidos en la Tabla 3.

TABLA 3
TEST ADF^a Y PP^b PARA VARIABLES EN NIVEL Y EN PRIMERA DIFERENCIA

Variables	Nivel			Primera diferencia		
	ADF ^c	Rezagos ^d	PP ^c	ADF ^c	Rezagos ^d	PP ^c
TPM	-2.446	2	-2.072	-4.746***	1	-4.117***
M2	-1.779	1	-1.640	-8.322***	0	-8.288***
TCN	-3.114	1	-2.636	-7.726***	0	-7.706***
PC	-2.744	1	-2.491	-6.801***	0	-6.732***
IMACEC	-2.486	1	-2.921	-14.173***	0	-14.337***
PP	-4.064***	2	-3.202*	-7.895***	0	-7.895***
EMBI	-3.554**	3	-2.444	-4.612***	3	-7.612***
YIELD	-2.633	3	-2.200	-4.271***	2	-7.994***
IPC	-1.962	1	-1.659	-6.386***	0	-6.425***
IPSA	-1.021	1	-1.149	-8.878***	0	-8.964***
NASDAQ100	-1.643	0	-1.955	-9.228***	0	-9.229***
NIKKEI225	-1.548	1	-1.584	-8.852***	0	-8.936***
FTSE100	-1.894	0	-2.169	-10.339***	0	-10.392***
SSECOMPOSITE	-1.131	0	-1.706	-10.102***	0	-10.641***
HANGSENG	-2.102	0	-2.536	-9.724***	0	-9.808***
DAX	-1.694	0	-2.007	-9.208***	0	-9.205***
BOVESPA	-1.119	0	-1.434	-9.114***	0	-9.105***
DOWJONES	-1.315	0	-1.751	-9.217***	0	-9.321***

Notas: a: Test de Dickey - Fuller Aumentado; b: Test de Philips-Perron; c: Valor crítico al 95% de confianza (cste. y tendencia) = -3.448; d: Rezagos óptimos para test ADF escogidos en base al criterio de Schwartz; ***: significancia al 1%; **: significancia al 5%; *: significancia al 10%. Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7.

5.2 Cointegración bivariada respecto al IMACEC y al IPSA

Ya confirmado que las series² están integradas del mismo orden, se puede proceder a realizar los correspondientes test de cointegración. Se testearon las relaciones de equilibrio de largo plazo para el IMACEC y el IPSA respecto a las restantes variables de manera bivariada a través del test de cointegración de Johansen con constante y tendencia determinística. Para el caso de la variable macroeconómica, los resultados indican que el IMACEC cointegra de forma independiente con el tipo de cambio nominal peso/dólar (TCN), masa monetaria definida como M2 (M2) y el spread EMBI (EMBI). Todas estas relaciones de largo plazo son respaldadas con significancia estadística tanto para los test de cointegración realizados en base al estadístico de Trace como los realizados en base al estadístico Maximum EigenValue. Los resultados de los test están resumidos en la Tabla 4.

TABLA 4
TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN^a BIVARIADO RESPECTO AL IMACEC

Variables	Trace ^b		Maximum EigenValue ^b	
	Estadístico	p - value	Estadístico	p - value
IMACEC/TPM	9.416	0.328	8.753	0.307
IMACEC/M2	24.055*	0.002	22.914*	0.002
IMACEC/TCN	16.422*	0.036	15.098*	0.037

² No se incluirá en este análisis el precio del petróleo por las razones explicitadas en el apartado anterior

IMACEC/PC	8.388	0.425	7.462	0.436
IMACEC/EMBI	20.396*	0.008	19.395*	0.007
IMACEC/YIELD	8.844	0.380	7.819	0.397
IMACEC/IPC	9.668	0.307	8.298	0.349
IMACEC/IPSA	9.927	0.286	5.718	0.645
IMACEC/NASDAQ100	12.525	0.133	12.127	0.106
IMACEC/NIKKEI225	5.719	0.728	4.294	0.827
IMACEC/FTSE100	10.392	0.252	9.027	0.284
IMACEC/SSECOMPOSITE	7.802	0.487	6.605	0.537
IMACEC/HANGSENG	10.609	0.237	9.501	0.247
IMACEC/DAX	8.158	0.449	6.751	0.519
IMACEC/BOVESPA	8.079	0.457	7.715	0.408
IMACEC/DOWJONES	11.245	0.197	9.608	0.239

Notas: a: Hipótesis nula: Las series no están cointegradas. Rechazar la hipótesis nula implica que las series tienen una relación de largo plazo; b: Valor crítico al 5% = 15.495; c: Valor crítico al 5% = 14.265; *: Rechazo de hipótesis nula al 5% de significancia.

Cuando los test de cointegración se realizan respecto al IPSA, los resultados indican que este cointegra de forma independientemente con la tasa de política monetaria (TPM), el tipo de cambio nominal peso/dólar (TCN) y la diferencia entre las tasas de interés a 5 y 2 años de los bonos licitados por el BCCh en pesos (YIELD). Todas estas relaciones de largo plazo son respaldadas con significancia estadística tanto para los test de cointegración realizados en base al estadístico de Trace como los realizados en base al estadístico Maximum EigenValue. Adicionalmente, si solo se toma en cuenta el estadístico de Trace como determinante de cointegración, el IPSA además cointegra con la masa monetaria definida como M2 (M2), el spread EMBI (EMBI) y el índice de precios al consumidor (IPC). No obstante, para mantener la significancia estadística de los resultados, solo se tomara en cuenta de este último grupo de relaciones la cointegración entre el IPSA y el M2, ya que bajo el estadístico Maximum EigenValue esta es significativa al 10%, lo cual es un margen estadísticamente aceptable. Los resultados de los test están resumidos en la Tabla 5.

TABLA 5
TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN^a BIVARIADO RESPECTO AL IPSA

Variables	Trace ^b		Max Eigen ^b	
	Estadístico	p - value	Estadístico	p - value
IPSA/TPM	18.676*	0.016	14.485*	0.046
IPSA/M2	16.682*	0.033	12.450	0.095
IPSA/TCN	22.301*	0.004	17.338*	0.016
IPSA/PC	13.549	0.096	7.331	0.451
IPSA/EMBI	18.064*	0.020	11.505	0.131
IPSA/YIELD	20.749*	0.007	16.591*	0.021
IPSA/IPC	17.233*	0.027	10.283	0.194
IPSA/IMACEC	9.927	0.286	5.718	0.645
IPSA/NASDAQ100	13.948	0.084	12.605	0.089
IPSA/NIKKEI225	11.329	0.192	8.514	0.329
IPSA/FTSE100	11.822	0.166	9.166	0.273

IPSA/SSECOMPOSITE	12.455	0.136	7.040	0.484
IPSA/HANGSENG	14.909	0.061	10.300	0.193
IPSA/DAX	11.506	0.182	9.942	0.216
IPSA/BOVESPA	13.421	0.100	8.655	0.316
IPSA/DOWJONES	13.916	0.085	11.230	0.143

Notas: a: Hipótesis nula: Las series no están cointegradas. Rechazar la hipótesis nula implica que las series tienen una relación de largo plazo; b: Valor crítico al 5% = 15.495; c: Valor crítico al 5% = 14.265; *: Rechazo de hipótesis nula al 5% de significancia.

5.3 Cointegración multivariada respecto al IMACEC y al IPSA

En esta sección se realizará un test de cointegración multivariado respecto al IMACEC y al IPSA apoyado en los resultados encontrados previamente. Cuando se prueba la cointegración entre el IMACEC, TCN, EMBI y M2, el estadístico de Trace indica que existe al menos un vector de cointegración con un nivel de significancia del 5%. De igual manera, el estadístico del test Max. Eigen Value evidencia la existencia un vector de cointegración a similar nivel de significancia. Ambos test rechazan la hipótesis nula de no existencia de cointegración, por ende es posible afirmar que las variables están cointegradas y que existe a lo menos una relación de equilibrio en el largo plazo entre ellas. Los resultados de los test están resumidos en la Tabla 6.

TABLA 6
TEST DE COINTEGRACIÓN MULTIVARIADO^a RESPECTO AL IMACEC

Test de Trace ^c				Test de Maximum Eigen Value ^c			
Hipótesis nula	Hipótesis alternativa	Estadístico del test	Valor Crítico ^d	Hipótesis nula	Hipótesis alternativa	Estadístico del test	Valor Crítico ^d
r=0	r>0	65.029	47.856	r=0	r=1	37.099	27.584
r 1	r>1	27.930	29.797	r=1	r=2	18.171	21.132
r 2	r>2	9.759	15.494	r=2	r=3	9.621	14.264

Notas: a: Test de cointegración entre el IMACEC, TCN, EMBI y M2; b: El test de Trace indica que existen una ecuación de cointegración; c: El test de Maximum Eigen Value indica que existe una ecuación de cointegración; d: Valor crítico al 5% de significancia. Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7.

Cuando se prueba la cointegración entre el IPSA, TPM, YIELD y M2, el estadístico de Trace indica que existen al menos tres vectores de cointegración con un nivel de significancia del 5%. De igual manera, el estadístico del test Maximum Eigen Value evidencia la existencia de tres vectores de cointegración entre las variables a similar nivel de significancia. Ambos test rechazan la hipótesis nula de no existencia de algún vector de cointegración, por ende es posible afirmar que las variables están cointegradas y que existe a lo menos una relación de equilibrio en el largo plazo entre ellas. Los resultados de los test están resumidos en la Tabla 7.

TABLA 7
TEST DE COINTEGRACIÓN MULTIVARIADO^a RESPECTO AL IPSA

Test de Trace ^b				Test de Maximum Eigen Value ^c			
Hipótesis nula	Hipótesis alternativa	Estadístico del test	Valor Crítico ^d	Hipótesis nula	Hipótesis alternativa	Estadístico del test	Valor Crítico ^d
r=0	r>0	97.839	69.819	r=0	r=1	35.127	33.877
r 1	r>1	62.712	48.856	r=1	r=2	29.562	27.584
r 2	r>2	33.150	29.797	r=2	r=3	22.189	21.132
r 3	r>3	10.960	15.495	r=3	r=4	10.773	14.265

Notas: a: Test de cointegración entre el IPSA, TPM, TCN, YIELD y M2; b: El test de Trace indica que existen 3 ecuaciones de cointegración; c: El test de Maximum Eigen Value indica que existen 3 ecuaciones de cointegración; d: Valor crítico al 5% de significancia. Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7.

5.4 VECM para el IMACEC y para el IPSA

Ya encontrada la significancia estadística respecto a la existencia de algún vector de cointegración para ambos grupos de variables, se estimarán dos VECM estableciendo una relación de cointegración respecto al IPSA en uno, y respecto al IMACEC en el otro. Bajo este contexto, se explicaran los efectos de corto y largo plazo sobre el IMACEC y el IPSA por parte de las variables endógenas que evidencien relevancia estadística.

Al estimar el modelo de corrección de errores respecto al IMACEC, se evidencia que en la relación de corto plazo las primeras diferencias del IMACEC rezagado en un periodo, el TCN rezagado en dos y el EMBI rezagado en uno, presentan significancia estadística en su efecto sobre la primera diferencia del IMACEC contemporánea. En efecto, un aumento de un 1% del IMACEC en t-1 produce una disminución sobre este de 0.29% en t; una depreciación de un 1% del TCN en t-2 produce un aumento del IMACEC de 0.11% en t; y un aumento de un 1% del EMBI³ en t-1 produce una disminución de 1.47% del IMACEC en t. Si bien M2 no tiene efectos estadísticamente significativos en esta relación, las tres variables en conjunto (M2, EMBI y TCN) tienen un efecto causal sobre el IMACEC estadísticamente significativo⁴. En el largo plazo, el IMACEC se relaciona de manera estadísticamente significativa con M2 y EMBI. Las correcciones periódicas de corto plazo de los desvíos de la relación anterior son realizadas a una velocidad de 3.4% por parte de M2 y a 0.2% por parte de EMBI, no obstante, el IMACEC aumenta la magnitud del desvío en 1.2% por periodo. Los resultados de este VECM se resumen en la Tabla 8.

³ Recordar que esta variable es una tasa y que no se aplicó logaritmo para su análisis.

⁴ Ver Test de causalidad de Granger conjunto en Anexo 3, Tabla 15.

TABLA 8
MODELO VECM^a RESPECTO AL IMACEC

Ecuación de cointegración				
Variables	Estadísticos normalizados			
	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	
IMACEC _t	1.000	-	-	
TCN _t	-0.797	0.658	-1.212	
M2 _t	-0.535	0.190	-2.811***	
EMBI _t	-17.381	7.900	-2.202**	
Constante	6.374			
Relaciones de corto plazo				
Variables explicativas	Variables dependientes			
	(IMACEC) _t	(TCN) _t	(M2) _t	(EMBI) _t
T.C.E ^b (t-1	0.012**	0.022	0.034***	0.002**
(IMACEC) _{t-1}	-0.289***	-0.465*	-0.139	0.013
(IMACEC) _{t-2}	-0.084	-0.636**	-0.219*	-0.044***
(TCN) _{t-1}	-0.062	0.337**	0.037	0.009
(TCN) _{t-2}	0.110***	0.057	0.004	0.007
(M2) _{t-1}	0.052	0.069	0.105	0.011
(M2) _{t-2}	-0.002	0.037	-0.106	0.015
(EMBI) _{t-1}	-1.467**	1.612	0.984	0.282***
(EMBI) _{t-2}	-0.302	-3.544**	0.565	-0.083
Constante	0.005***	0.003	0.012***	-0.000
R-cuadrado	0.253	0.209	0.244	0.281
R-cuadrado ajustado	0.190	0.143	0.180	0.221
Prob >F	0.000	0.001	0.000	0.000

Notas: a: Rezagos óptimos del modelo escogidos en base a criterios HQIC y SBIC; b: Término de corrección de errores ***: significancia al 1%; **: significancia al 5%; *: significancia al 10%. Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7 y Stata 12.

Cuando se estima el modelo de corrección de errores respecto al IPSA, se evidencia que en la relación de corto plazo las primeras diferencias del IPSA rezagado en un periodo, el TCN rezagado en dos, M2 rezagado en dos y la TPM rezagada en uno, presentan significancia estadística en su efecto sobre la primera diferencia del IPSA contemporánea. En efecto, un aumento de un 1% del IPSA en t-1 produce una aumento sobre este de 0.18% en t; una depreciación de un 1% del TCN en t-2 produce un aumento del IPSA de 0.48% en t; un aumento de un 1% de M2 en t-2 produce una aumento de 0.64% del IPSA en t; y un aumento de la TPM de 100 puntos base en t-1 produce una disminución del IPSA de 7.38% en t. Si bien YIELD no tiene efectos estadísticamente significativos en esta relación, las cuatro variables en conjunto (TCN, M2, YIELD y TPM) tienen un efecto causal sobre el IMACEC estadísticamente significativo⁵. En el largo plazo, el IPSA se relaciona de manera estadísticamente significativa con TCN, M2 y TPM. Las correcciones periódicas de corto plazo de los desvíos de la relación anterior son realizadas a una velocidad de 0.3% por parte

⁵ Ver Test de causalidad de Granger conjunto en Anexo 4, Tabla 19.

del IPSA y a 0.1% por parte de la TPM, no obstante, YIELD aumenta la magnitud del desvío en 0.1% por periodo. Los resultados de este VECM se resumen en la tabla 9.

TABLA 9
MODELO VECM^a RESPECTO AL IPSA

Ecuación de cointegración					
Variables	Estadísticos normalizados				
	Coefficiente	Error estándar		Estadístico t	
IPSA _t	1.000	-		-	
TCN _t	43.434	6.177		7.031***	
M2 _t	6.888	1.406		4.901***	
YIELD _t	178.031	126.601		1.406	
TPM _t	154.868	49.262		3.143***	
Constante	-361.557	-		-	
Relaciones de corto plazo					
Variables explicativas	Variables dependientes				
	(IPSA)	(TCN)	(M2)	(YIELD)	(TPM)
T.C.E ^b (t-1	-0.003*	-0.002	-0.001	0.001***	-0.001***
(IPSA) _{t-1}	0.177*	-0.093	0.005	-0.006	0.004
(IPSA) _{t-2}	0.152	-0.079	-0.008	-0.007**	0.004
(TCN) _{t-1}	-0.038	0.334***	0.038	-0.009	0.030***
(TCN) _{t-2}	0.482**	0.008	-0.044	-0.008	0.023***
(M2) _{t-1}	-0.343	0.061	0.124	0.016	-0.030**
(M2) _{t-2}	0.635*	-0.154	0.013	-0.006	0.011
(YIELD) _{t-1}	-2.029	0.640	0.627	-0.189**	0.223**
(YIELD) _{t-2}	-1.110	1.406	0.663	-0.456	0.076
(TPM) _{t-1}	-7.382***	0.247	1.913***	-0.422***	0.882***
(TPM) _{t-2}	1.559	0.349	-0.423	-0.056	-0.167*
Constante	0.003	0.002	0.009	-0.001	0.001**
R-cuadrado	0.265	0.197	0.206	0.547	0.823
R-cuadrado ajustado	0.189	0.113	0.123	0.500	0.805
Prob >F	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000

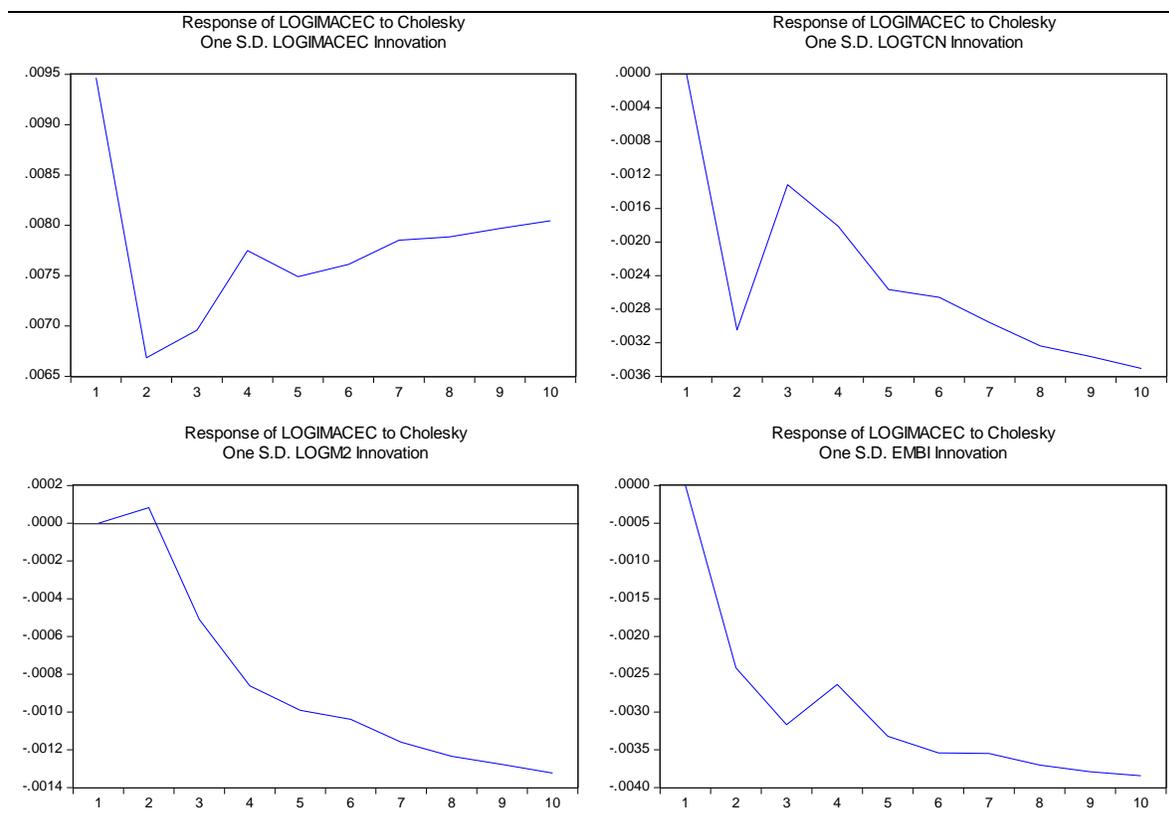
Notas: a: Rezagos óptimos del modelo escogidos en base a criterios HQIC y SBIC; b: Término de corrección de errores; ***: significancia al 1%; **: significancia al 5%; *: significancia al 10%. Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7 y Stata 12.

5.5 Funciones de Impulso – Respuesta

Dada la dificultad de la interpretación de los modelos VECM se utilizarán funciones de impulso – respuesta sobre las estimaciones anteriores para caracterizar los efectos de un shock de una desviación estándar en los residuos de las variables endógenas sobre el IMACEC y el IPSA. Al hacer este ejercicio en el modelo VECM estimado para el IMACEC, se puede concluir que todas las variaciones no esperadas de magnitud significativa tienen un efecto permanente sobre el IMACEC que no desaparece en el largo plazo. Bajo este contexto, un shock de 0.95% sobre el IMACEC al cabo de 10 meses persiste en 0.81%; un aumento inesperado en el TCN de 2.59% en el mismo periodo de

tiempo se transforma en una reducción de -0.35% del IMACEC; un shock de 1.19% en M2 reduce el índice macroeconómico en 0.13%; y un aumento inesperado de 0.17% en el EMBI termina por disminuir el IPSA en -0.38%. Estos resultados se pueden visualizar en la Gráfico 4.

GRÁFICO 5
RESPUESTA DEL IMACEC ANTE UNA INNOVACIÓN DE UNA D.S^a



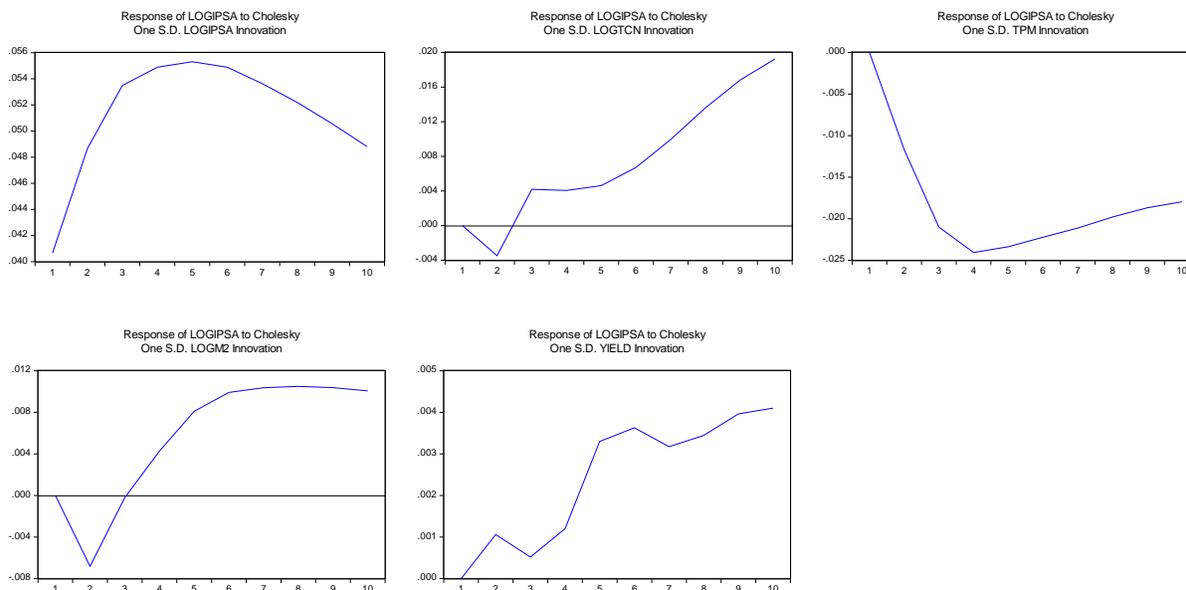
Notas: Corresponde a un shock de una desviación estándar en el término de residual de la relación de corto plazo en el modelo VECM respecto al IMACEC. Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7.

Cuando se realiza este ejercicio en el modelo VECM estimado para el IPSA, las conclusiones alcanzadas anteriormente no parecen variar. Un shock de 4.07% sobre el IPSA al cabo de 10 meses se transforma en 4.9%; una depreciación inesperada en el TCN de 2.63% en el mismo periodo de tiempo aumenta en 1.92% el IPSA; un shock de 1.24% en M2 aumenta el índice bursátil en 1,01%; un aumento inesperado 0.15% en la YIELD aumenta en 0.41% el IPSA; y un aumento inesperado de 17 puntos base en la TPM termina por disminuir el IPSA en -1.8%. Estos resultados se pueden visualizar en la Gráfico 5⁶.

⁶ Para obtener la magnitud de las innovaciones se calcula la desviación estándar de la diagonal de la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos. Ver Anexo 2, Tabla 11 y Tabla 12 para mayor detalle.

GRÁFICO 6

RESPUESTA DEL IPSA ANTE UNA INNOVACIÓN DE UNA D.S^a



Notas: Corresponde a un shock de una desviación estándar en el término de residual de la relación de corto plazo en el modelo VECM respecto al IPSA. Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7.

VI. DISCUSIÓN DE RESULTADOS

En esta sección se discuten los resultados en dos dimensiones: su validez y significancia estadística, y la relación que tienen estos con el marco teórico desarrollado y la evidencia empírica anterior. En la primera dimensión se evalúan los modelos aplicados en base a los supuestos estadísticos que estos deben cumplir para asegurar la robustez de las conclusiones y se resumen los resultados de una manera más general. En la segunda dimensión, se contrastan estos con las teorías y evidencias presentes en la literatura haciendo referencia a aquellas que son respaldadas y aquellas que no en base a las conclusiones generales de la primera dimensión.

6.1 Validez estadística y resultados empíricos

Si bien los efectos empíricos encontrados en la sección anterior parecen tener relevancia y significancia estadística, es necesario que los modelos desarrollados cumplan con ciertos requisitos para asegurar la robustez de las conclusiones. Tal como se mencionó en la sección dedicada a la metodología, el procedimiento de aplicado descansa en cuatro grandes supuestos: 1) El proceso de generación de los datos para la ecuación del VAR (17) está correctamente especificado, 2) Los errores son variables aleatorias Gaussianas independientes e idénticamente distribuidas con media cero y matriz de varianza – covarianza Σ , 3) No existen quiebres estructurales y 4) Todas las series del sistema son integradas del mismo orden (Burke & Hunter, 2005). Respecto al supuesto 1), los modelos desarrollados en este trabajo no son respaldados por teorías micro fundadas sólidas, más bien estos se establecen en base a evidencia empírica variada registrada en trabajos anteriores, por lo que no se asegura que en estos no se esté omitiendo alguna variable relevante. Respecto al supuesto 2), ambos modelos presentan errores heterocedásticos y no normales, por lo que este requisito se estaría violando⁷. Respecto al supuesto 3), no se realizan los correspondientes test para asegurar que las series no presentan quiebres estructurales, los cuales son muy probables dado los acontecimientos económicos ocurridos en el periodo de estudio. El supuesto 4) es el único requisito que se cumple a cabalidad ya que fue demostrado en la sección anterior que todas las series utilizadas en los modelos están integradas del mismo orden. Adicionalmente, si bien el objetivo de este estudio no es generar herramientas de pronóstico, ambos modelos no son buenos predictores en base a los estándares comunes de evaluación de predicciones⁸. Tomando en cuenta todos los alcances descritos anteriormente, los resultados empíricos se pueden resumir de la siguiente manera:

- 1) El IMACEC cointegra de forma bivariada y multivariada respecto al tipo de cambio nominal peso/dólar, la masa monetaria definida como M2 y el spread EMBI, mientras que el IPSA lo hace respecto a la tasa de política monetaria, el tipo de cambio nominal peso/dólar, la diferencia entre las tasas de interés a 5 y 2 años de los bonos licitados por el BCCh en pesos y la masa monetaria definida como M2. Por lo tanto se puede establecer que tanto el IMACEC como el IPSA tienen alguna relación

⁷ En los Anexos 3 y 4 se pueden ver los test estadísticos de rigor para ambos modelos.

⁸ En el Anexo 5 se muestran las predicciones del IMACEC y el IPSA en base a los modelos desarrollados.

en el largo plazo compartida respecto a la masa monetaria definida como M2 y al tipo de cambio nominal peso/dólar.

- 2) En el corto plazo el IMACEC se ve afectado positivamente por el tipo de cambio nominal peso/dólar y negativamente por el spread EMBI y el mismo parámetro rezagado, mientras que el IPSA, se ve afectado positivamente por el tipo de cambio nominal peso/dólar, la masa monetaria definida como M2 y el mismo índice rezagado, y negativamente por la tasa de política monetaria. Por lo tanto, se evidencia que en el corto plazo tanto el IMACEC como el IPSA se ven afectados positivamente por el tipo de cambio nominal peso/dólar.
- 3) Todas las variaciones no esperadas (shocks) de magnitud significativa tienen un efecto permanente sobre las variables principales en ambos modelos que no desaparece en el largo plazo. Esto se explica porque las variables endógenas no ayudan de manera significativa la recuperación del equilibrio de largo plazo entre las series. Por lo tanto, si bien existen relaciones de cointegración factibles dentro de los modelos desarrollados, estas son débiles y presentan desvíos de larga duración respecto a sus equilibrios.
- 4) En el largo plazo el IMACEC se ve afectado positivamente ante shocks en este mismo parámetro y en la masa monetaria definida como M2, y negativamente ante shocks en el tipo de cambio nominal peso/dólar y en el spread EMBI, mientras que el IPSA, se ve afectado positivamente ante shocks en este mismo índice, el tipo de cambio nominal peso/dólar, la masa monetaria definida como M2 y la diferencia entre las tasas de interés a 5 y 2 años de los bonos licitados por el BCCh en pesos, y negativamente ante shocks en la tasa de política monetaria. Por lo tanto, se evidencia que en el largo plazo tanto el IMACEC como el IPSA se ven afectados positivamente ante shocks en la masa monetaria medida como M2, y presentan un comportamiento contrario ante shocks en el tipo de cambio nominal peso/dólar (el IMACEC tiende a disminuir y el IPSA a aumentar).

6.2 Contraste con el marco teórico y la evidencia empírica previa

Los resultados encontrados son coherentes en gran parte con el marco teórico y la evidencia empírica anterior, no obstante, las conclusiones extraídas de ellos no nos permiten corroborar las teorías y resultados de algunos autores. La relación entre los

mercados accionarios y el crecimiento económico en el sentido de las teorías “*Supply leading*” y “*Demand following*” (Patrick, 1966), al igual que la afirmación que establece que la futura actividad real puede estar reflejada en el precio de las acciones antes de que esta ocurra (Fama, 1990; Schwert, 1990), no pueden ser confirmadas en el largo plazo ya que no se evidenció una relación de cointegración estadísticamente significativa entre el IMACEC y el IPSA. Por otro lado, la noción de que la integración financiera internacional y la libre circulación del capital a través de las economías generan rendimientos similares entre activos con igual riesgo y liquidez independiente de la nacionalidad o locación geográfica, y por ende, un mayor grado de movimiento compartido entre sus precios (Furstenberg, Jeon, Mankiw, & Shiller, 1989) no se corrobora bajo el contexto de cointegración utilizado, ya que ningún índice bursátil extranjero cointegra de manera bivariada con el IMACEC o con el IPSA. Para el caso de Chile, la evidencia empírica anterior indica que el IPSA cointegra con el crecimiento económico y con el DOW JONES (Gregoire & Ríos, 2011), sin embargo los resultados de este estudio no confirman dicha relación. Una potencial explicación respecto a la nula relación encontrada entre el IMACEC y el IPSA en el largo plazo se encuentra en la literatura revisada. Si bien se puede esperar que el precio de las acciones contenga información relativa a la actividad económica real, las variaciones en el precio de estas pueden reflejar tanto cambios en las expectativas de crecimiento económico como cambios en el riesgo percibido de los flujos de caja futuros, por lo tanto este último fenómeno puede confundir la información relativa al crecimiento económico esperado incorporada en las acciones (Harvey, 1989).

Las principales teorías congruentes con los resultados de este estudio hacen referencia a la dependencia entre la información macroeconómica y los mercados accionarios. Las relaciones encontradas entre el IPSA y el tipo de cambio nominal peso/dólar – masa monetaria definida como M2 – tasa de política monetaria respaldan la teoría que sostiene que cualquier variable sistemática que afecte la estructura de precios de la economía o que inflencie los dividendos también influenciará los retornos del mercado accionario. Si bien las variaciones en estas variables pueden no tener directa influencia en los flujos de caja de las empresas, estas si pueden relacionarse con el set de oportunidad de inversión de los agentes (Chen, Roll, & Ross, 1986). Bajo este contexto, podría esperarse que los ajustes de los portafolios de inversión ante un aumento en el componente monetario afecte al mercado

accionario. En tanto es posible que la reacción de los inversionistas se dé con algún retraso, el efecto inmediato de los cambios en la masa monetaria se materializa en el precio de las acciones. Este efecto es consistente con la proposición de la teoría de portafolios, la cual explica que la información concerniente a la tasa actual de crecimiento de la oferta monetaria es internalizada en los retornos bursátiles, y corrobora el planteamiento de la teoría de mercados eficientes respecto de eficiencia del mercado accionario con respecto a la información monetaria (Friedman & Schwartz, 1963; Tobin & Brainard, 1963; Rogalski & Vinso, 1977). Adicionalmente, los resultados van en línea con las teorías que establecen una relación negativa entre el precio de las acciones y las tasas de interés (Hardouvelis, 1987) y la evidencia empírica encontrada para otras economías. Específicamente las relaciones encontradas son congruentes con los trabajos realizados basados en la teoría de la cointegración que sostienen que los mercados accionarios de Estados Unidos capturan el comportamiento de variables macroeconómicas en sus índices de precios bursátiles entre los años 2001 y 2012, y los que concluyen que el mercado accionario de Corea del Sur cointegra con variables macroeconómicas tales como el tipo de cambio, tasas de interés y agregados monetarios (Kwon & Shin, 1999; Jordan, 2014).

VII. CONCLUSIONES

En el presente estudio se analizaron los determinantes comunes entre el índice agregado de la Bolsa de Comercio de Santiago (IPSA) y el índice mensual de actividad económica publicado mensualmente por el Banco Central Chile (IMACEC) en base a las teorías que vinculan los mercados financieros con variables macroeconómicas y el enfoque metodológico de la cointegración de series temporales (Engle & Granger, 1987; Johansen, 1988). En una economía que se caracteriza por el gran tamaño de su mercado bursátil, un alto grado de integración financiera y una política monetaria transparente, se hace relevante estudiar los patrones comunes que afectan al sector financiero y macroeconómico. Utilizando datos mensuales relativos a variables macroeconómicas e índices bursátiles internacionales entre los años 2003 y 2013 se evidencia que tanto el IMACEC como el IPSA tienen alguna relación de cointegración en el largo plazo compartida respecto a la

masa monetaria definida como M2 y al tipo de cambio nominal peso/dólar; en el corto plazo ambas variables se ven afectadas positivamente en el sentido de Granger por el tipo de cambio nominal peso/dólar; y en el largo plazo tanto el IMACEC como el IPSA se ven afectados positivamente ante shocks en la masa monetaria medida como M2, y presentan un comportamiento contrario ante shocks en el tipo de cambio nominal peso/dólar (el IMACEC tiende a disminuir y el IPSA a aumentar).

Los resultados de este estudio van en línea con los trabajos que relacionan la información macroeconómica y los mercados accionarios. Estos respaldan la teoría que sostiene que cualquier variable sistemática que afecte la estructura de precios de la economía o que inflencie los dividendos de las empresas también influenciará los retornos del mercado accionario, por lo tanto es posible que el efecto de los cambios en la masa monetaria se materialicen en el precio de las acciones (Chen, Roll, & Ross, 1986; Tobin & Brainard, 1963; Friedman & Schwartz, 1963). Adicionalmente, la evidencia empírica reportada es similar a la encontrada bajo otros contextos económicos. En efecto, se evidencia que los mercados accionarios de Estados Unidos también capturan el comportamiento de variables macroeconómicas en sus índices de precios bursátiles entre los años 2001 y 2012, y que el mercado accionario de Corea del Sur cointegra con variables macroeconómicas tales como el tipo de cambio, tasas de interés y agregados monetarios (Kwon & Shin, 1999; Jordan, 2014). Para el caso de Chile, la evidencia empírica anterior indica que el IPSA cointegra con el IMACEC (Gregoire & Ríos, 2011), sin embargo los resultados de este estudio no confirman dicha relación. Una explicación para lo anterior es que si bien se puede esperar que el precio de las acciones contenga información relativa a la actividad económica real, las variaciones en el precio de estas pueden reflejar tanto cambios en las expectativas de crecimiento económico como cambios en el riesgo percibido de los flujos de caja futuros, por lo tanto este último fenómeno puede confundir la información relativa al crecimiento económico esperado incorporada en las acciones (Harvey, 1989).

Finalmente, hay que recalcar que los modelos desarrollados en este trabajo no son respaldados por teorías micro fundadas sólidas, por lo que no se asegura que en estos no se esté omitiendo alguna variable relevante. Dado esto, es que en futuros estudios se recomienda ahondar más en el desarrollo de un marco teórico que asegure la robustez de los resultados y que explique de mejor manera la relación entre los tipos de cambio y

variables macro financieras. Bajo este contexto, utilizar datos de temporalidad trimestral y agregar fundamentales macroeconómicos tales como el consumo y la inversión podría ser más adecuado para analizar tendencias de largo plazo. Respecto a la metodología a emplear en una nueva investigación sería de gran aporte a la literatura realizar un similar análisis en base a modelos VAR simples seleccionando las variables relevantes a través del test de causalidad de Granger. Esto nos daría un mejor entendimiento de la relación de corto plazo entre variables macroeconómicas e índices bursátiles.

BIBLIOGRAFÍA

- Adamopoulos, A. (2010). Stock Market and Economic Growth: An Empirical Analysis for Germany. *Business and Economics Journal*, 2010: BEJ-1.
- Assidenou, K. E. (2011). Cointegration of Major Stock Market Indices during the 2008 Global. *International Journal of Economics and Finance*, 3(2): 212-222.
- Bagehot, W. (1873). *Lombard Street: A Description of the Money Market (1962 ed)*. Irwin, Homewood, IL.
- Banerjee et. al. (1993). Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data.
- Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad., C. (2006). Growth volatility and financial liberalization. *Journal of international money and finance*, 25(3): 370-403.
- Berkman, N. (1978). A primer on random walks in the stock market. *New England Economic Review*, 32: 32-50.

- Brüggemann, R., & Lütkepohl, H. (2005). Practical Problems with Reduced-rank ML Estimators for Cointegration Parameters and a Simple Alternative. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(5): 673-690.
- Burke, S. P., & Hunter, J. (2005). *Modelling non-stationary economic time series: A multivariate approach*. Palgrave Macmillan.
- Caporale, G. M., Howells, P., & Soliman, A. M. (2005). Endogenous growth models and stock market development: evidence from four countries. *Review of Development Economics*, 9(2): 166-176.
- Chao, J. C., & Phillips, P. C. (1999). Model selection in partially nonstationary vector autoregressive processes with reduced rank structure. *Journal of Econometrics*, 91(2): 227-271.
- Chaudhuri, K. (1997). Cointegration, error correction and Granger causality: An application with Latin American stock markets. *Applied Economics Letters*, 4(8): 469-471.
- Chen, N.-F., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business*, 59(3): 383-403.
- Cornell, B. (1983). The money supply announcements puzzle: Review and interpretation. *American Economic Review*, 73(4): 644-657.
- Demirguc, A., & Levine, R. (1996). Stock Markets, Corporate Finance, and Economic Growth: An Overview. *The World Bank Economic Review*, 10(2): 223-239.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a): 427-431.
- Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- Fama, E. F. (1990). Stock returns, expected returns, and real activity. *The Journal of Finance*, 45(4): 1089-1108.
- Fama, E. F. (1990). Stock returns, expected returns, and real activity. *The Journal of Finance*, 45(4): 1089-1108.
- Friedman, M., & Schwartz, A. (1963). A Monetary History of the United States. *Princeton University Press*.
- Furstenberg, G. M., Jeon, B. N., Mankiw, N. G., & Shiller, R. J. (1989). International stock price movements: links and messages. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 125-179.

- Ghosh, A., Reza, S., & Johnson, K. H. (1999). Who Moves the Asia-Pacific Stock Markets—US or Japan? Empirical Evidence Based on the Theory of Cointegration. *Financial review*, 159-169.
- Granger, C. W. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross spectral Methods. *Econometrica*, 37(3): 424-438.
- Granger, C. W. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of econometrics*, 16(1): 121-130.
- Granger, C. W. (1988). Some recent development in a concept of causality. *Journal of econometrics*, 39(1): 199-211.
- Gregoire, J., & Marcet, F. (2014). ANALYSTS' TARGET PRICE ACCURACY AND INVESTORS' REACTION: CHILEAN STOCK MARKET EVIDENCE. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 9(2): 153-173.
- Gregoire, J., & Ríos, J. (2011). Comportamiento del IPSA y valor fundamental:. *Estudios de Administración*, 18(2): 79-101.
- Hardouvelis, G. A. (1987). Macroeconomic information and stock prices. *Journal of Economics and Business*, 39(2): 131-140.
- Harvey, C. R. (1989). Forecasts of economic growth from the bond and stock markets. *Financial Analysts Journal*, 38-45.
- Huang, R. D., & Kracaw, W. A. (1984). Stock market returns and real activity: a note. *The Journal of Finance*, 39(1): 267-273.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2): 231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 59(6): 1551-1580.
- Jordan, J. J. (2014). Vecm for the estimation of asset price inflation: empirical evidence in the US market. *Investigación y Desarrollo*, 14(1): 67-81.
- Khan, M. S., & Semlali, A. S. (2000). Financial development and economic growth: an overview. *International Monetary Fund*.
- Kose, A. M., Prasad, E., & et al. (2006). Financial Globalization: A Reappraisal. *National Bureau of Economic Research*, 12484: 143-197.
- Kwon, C. S., & Shin, T. S. (1999). Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns. *Global Finance Journal*, 10(1): 71-81.
- Levine, R., & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review*, 88(3): 537-558.

- Lozano et. al. (2012). Flujos de capital y política fiscal en las economías emergentes de América Latina. *Borradores de Economía*, 702.
- Lütkepohl, H., & Reimers, H. E. (1992). Impulse response analysis of cointegrated systems. *Journal of economic dynamics and control*, 16(1): 53-78.
- Lynge Jr, M. J. (1981). Money supply announcements and stock prices. *The Journal of Portfolio Management*, 8(1): 40-43.
- Maysami, R. C., & Koh, T. S. (2000). A vector error correction model of the Singapore stock market. *International Review of Economics & Finance*, 9(1).
- Mitchell, J. (2000). The importance of long run structure for impulse response analysis in VAR models. *National Institute of Economic and Social Research*.
- Naka, A., & Tufte, D. (1997). Examining impulse response functions in cointegrated systems. *Applied Economics*, 29(12): 1593-1603.
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. S. (2005). Global current account imbalances and exchange rate adjustments. *Brookings papers on economic activity*, 2005(1): 67-146.
- Pagano, M. (1993). Financial markets and growth: an overview. *European economic review*, 37(2): 613-622.
- Patrick, H. T. (1966). Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries. *Economic Development and Cultural Change*, 14: 174-189.
- Pearce, D. K., & Roley, V. V. (1983). The reaction of stock prices to unanticipated changes in money: A note. *Journal of Finance*, 38(4): 1323-1333.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Riveros, L., & Báez, G. (2014). Chile y la OCDE. La dicotomía entre lo macroeconómico y el desarrollo humano. *Estudios Internacionales*, 177: 9-34.
- Robert, L. (1988). Money Demand in the United States: A quantitative review. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 29, (págs. 137-167). North Holland.
- Robinson, J. (1952). *The Generalization of the General Theory, The Rate of Interest and Other Essays*. London: Macmillan.
- Rogalski, R. J., & Vinso, J. D. (1977). Stock returns, money supply and the direction of causality. *The Journal of finance*, 32(4): 1017-1030.
- Schumpeter, J. (1911). *The Theory of Economic Development*. Harvard.
- Schwert, W. G. (1990). Stock returns and real activity: A century of evidence. *The Journal of Finance*, 45(4): 1237-1257.

- Shahbaz, M., Ahmed, N., & Ali, L. (2008). Stock Market Development and Economic Growth: Ardl. *International Research Journal of Finance and Economics*, 14: 182-195.
- Silva, F. M., Coronel, D. A., & Vieira, K. M. (2014). Causality and Cointegration Analysis between. *Plos ONE*, 9(2): e89765.
- Tabak, B. M., & Lima, E. J. (2002). Causality and Cointegration in Stock Markets:. *Working Paper Series*, 56: 1-28.
- Tobin, J., & Brainard, W. C. (1963). Financial Intermediaries and the Efectivenes. *American Economic Review*, 53: 383-400.

ANEXOS

Anexo 1: Descripción de variables utilizadas en el estudio

TABLA 10
DETALLE DE VARIABLES UTILIZADAS EN EL ESTUDIO

VARIABLES	Detalle	Fuente ^a
TPM	No se aplica logaritmo en esta variable	Banco Central de Chile
YIELD	No se aplica logaritmo en esta variable	Banco Central de Chile
EMBI	No se aplica logaritmo en esta variable	Banco Central de Chile
TCN	Se aplica logaritmo en esta variable	Banco Central de Chile
PC	Se aplica logaritmo en esta variable	Banco Central de Chile
IMACECDES	Se aplica logaritmo en esta variable	Banco Central de Chile
PP	Se aplica logaritmo en esta variable	Banco Central de Chile
M2	Se aplica logaritmo en esta variable	Banco Central de Chile
IPC	Se aplica logaritmo en esta variable	Banco Central de Chile
IPSA	Se aplica logaritmo en esta variable	Banco Central de Chile
NASDAQ100	Se aplica logaritmo en esta variable	Yahoo! Finance
NIKKEI225	Se aplica logaritmo en esta variable	Yahoo! Finance
FTSE100	Se aplica logaritmo en esta variable	Yahoo! Finance
SSECOMPOSITE	Se aplica logaritmo en esta variable	Yahoo! Finance
HANGSENG	Se aplica logaritmo en esta variable	Yahoo! Finance
DAX	Se aplica logaritmo en esta variable	Yahoo! Finance
BOVESPA	Se aplica logaritmo en esta variable	Yahoo! Finance
DOWJONES	Se aplica logaritmo en esta variable	Yahoo! Finance

Notas: a: Los sitios web del Banco Central de Chile y Yahoo! Finance son <http://finance.yahoo.com/> y <http://www.bcentral.cl/>, respectivamente.

GRÁFICO 6
SERIES EN NIVEL DE VARIABLES MACROECONÓMICAS

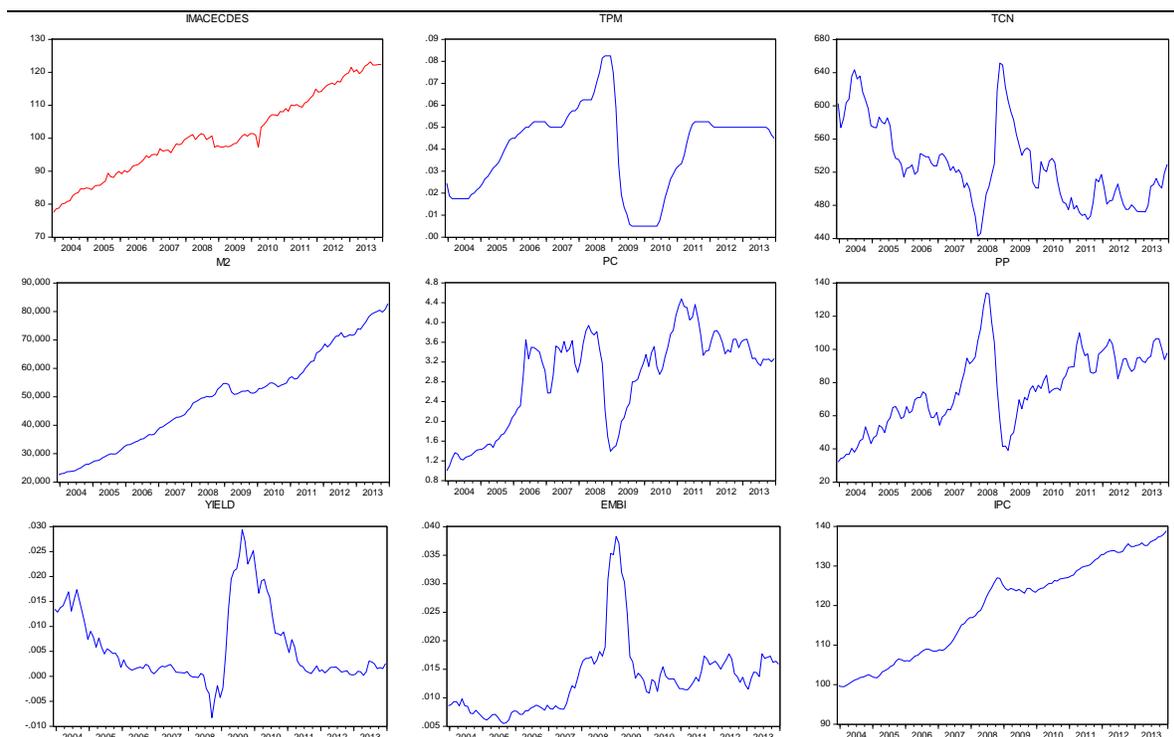
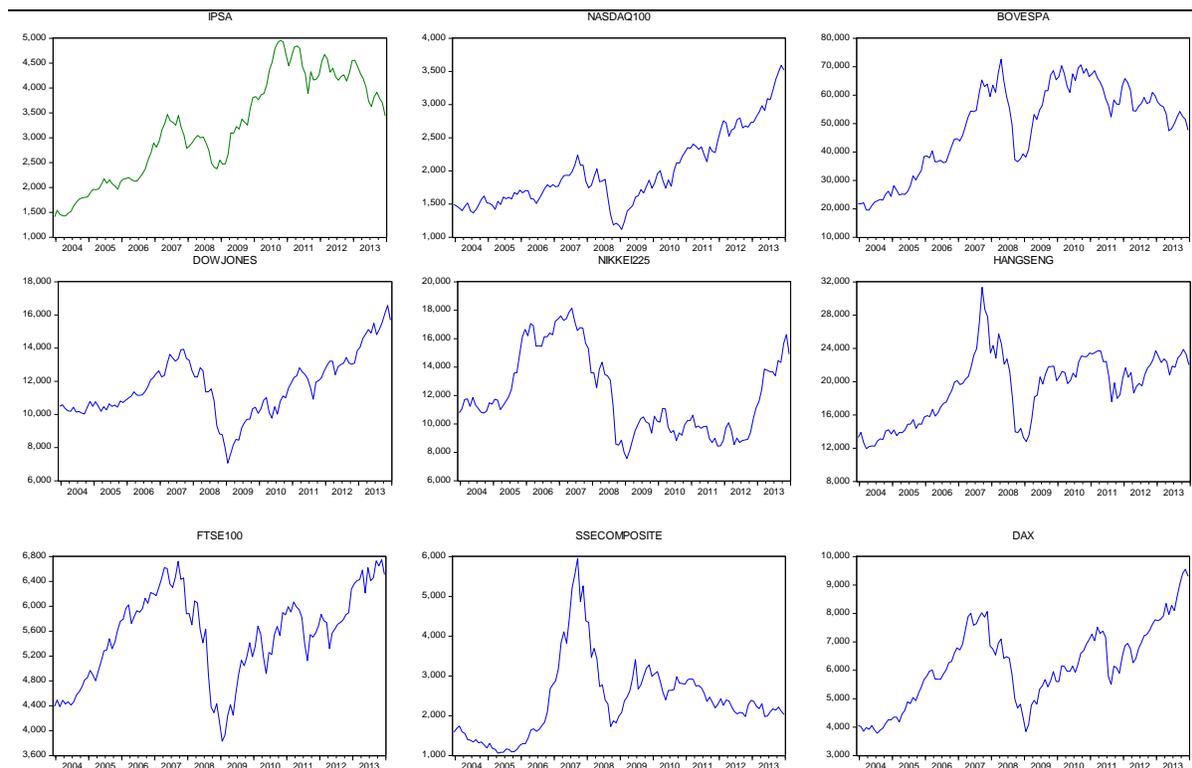


GRÁFICO 7 SERIES EN NIVEL DE ÍNDICES BURSÁTILES



Anexo 2: Estructura de residuos modelos VECM

TABLA 11
MATRIZ DE VARIANZA-COVARIANZA DE RESIDUOS RESPECTO AL IMACEC

	LOGIMACEC	LOGTCN	LOGM2	EMBI
LOGIMACEC	8.96E-05	2.49E-05	3.37E-06	-9.44E-08
LOGTCN	2.49E-05	0.000672	4.98E-05	2.00E-05
LOGM2	3.37E-06	4.98E-05	0.000143	4.66E-06
EMBI	-9.44E-08	2.00E-05	4.66E-06	2.76E-06

Notas: a: Para las variables TPM, YIELD y EMBI se utiliza la primera diferencia de las series en vez de la variación % mensual (no se aplicará logaritmo a estas variables en el análisis posterior). Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7.

TABLA 12
MATRIZ DE VARIANZA-COVARIANZA DE RESIDUOS RESPECTO AL IPSA

	LOGIPSA	LOGTCN	LOGM2	YIELD	TPM
LOGIPSA	0.001654	-0.000224	-5.74E-05	1.79E-06	2.02E-06
LOGTCN	-0.000224	0.000695	5.68E-05	6.70E-06	-7.52E-06
LOGM2	-5.74E-05	5.68E-05	0.000153	2.20E-06	2.56E-06
YIELD	1.79E-06	6.70E-06	2.20E-06	2.11E-06	-8.82E-07
TPM	2.02E-06	-7.52E-06	2.56E-06	-8.82E-07	2.73E-06

Notas: a: Para las variables TPM, YIELD y EMBI se utiliza la primera diferencia de las series en vez de la variación % mensual (no se aplicará logaritmo a estas variables en el análisis posterior). Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7.

Anexo 3: Test estadísticos sobre modelo VECM respecto al IMACEC

TABLA 13
TEST DE AUTOCORRELACIÓN MODELO VECM RESPECTO AL IMACEC

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h					
Included observations: 118					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	2.203826	NA*	2.222662	NA*	NA*
2	6.544178	NA*	6.637848	NA*	NA*
3	25.61579	0.5942	26.20698	0.5617	28
4	41.00188	0.6009	42.13294	0.5519	44
5	69.54325	0.1870	71.93720	0.1390	60
6	80.34569	0.3446	83.31834	0.2646	76
7	99.70754	0.2736	103.9012	0.1865	92
8	110.8566	0.4060	115.8611	0.2852	108
9	125.7269	0.4398	131.9593	0.2956	124
10	148.6305	0.2928	156.9836	0.1548	140
11	158.7629	0.4234	168.1576	0.2393	156
12	182.1096	0.2842	194.1473	0.1186	172

Notas: El test sugiere que el modelo no contiene auto correlación serial de los residuos en un contexto multivariado. Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7.

TABLA 14
TEST DE HETEROCEDASTICIDAD MODELO VECM RESPECTO AL IMACEC

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Included observations: 118					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
217.0062	180	0.0311			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(18,99)	Prob.	Chi-sq(18)	Prob.
res1*res1	0.272701	2.062226	0.0127	32.17871	0.0209
res2*res2	0.125728	0.790949	0.7061	14.83592	0.6732
res3*res3	0.226058	1.606478	0.0728	26.67487	0.0853
res4*res4	0.169300	1.120921	0.3441	19.97738	0.3341
res2*res1	0.265741	1.990547	0.0169	31.35747	0.0262
res3*res1	0.156268	1.018656	0.4464	18.43960	0.4271
res3*res2	0.087770	0.529184	0.9379	10.35691	0.9196
res4*res1	0.227315	1.618034	0.0698	26.82314	0.0824
res4*res2	0.129296	0.816725	0.6767	15.25688	0.6443
res4*res3	0.084447	0.507300	0.9491	9.964785	0.9330

Notas: El test sugiere que los residuos son heterocedásticos en un contexto multivariado. Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7.

TABLA 15
TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER SOBRE EL IMACEC

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Included observations: 118			
Dependent variable: D(LOGIMACEC)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOGTCN)	8.892470	2	0.0117
D(LOGM2)	0.457746	2	0.7954
D(EMBI)	6.577617	2	0.0373
All	19.64284	6	0.0032

Notas: El test sugiere que las variables TCN y EMBI causan al IMACEC individualmente, y que en conjunto el TCN, EMBI y M2 también lo causan. Fuente: Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7.

TABLA 16
TEST DE NORMALIDAD MODELO VECM RESPECTO AL IMACEC

VEC Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Included observations: 118				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.061485	0.074349	1	0.7851
2	1.297444	33.10611	1	0.0000
3	-0.312956	1.926184	1	0.1652
4	0.263877	1.369410	1	0.2419
Joint		36.47606	4	0.0000
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	5.785443	38.14689	1	0.0000
2	8.262534	136.1634	1	0.0000
3	3.810587	3.230504	1	0.0723
4	6.648623	65.45290	1	0.0000
Joint		242.9937	4	0.0000
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	38.22124	2	0.0000	
2	169.2696	2	0.0000	
3	5.156688	2	0.0759	
4	66.82231	2	0.0000	
Joint	279.4698	8	0.0000	

Notas: El test sugiere que los residuos no son normales en un contexto multivariado. Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7.

Anexo 4: Test estadísticos sobre modelo VECM respecto al IPSA

TABLA 17
TEST DE AUTOCORRELACIÓN MODELO

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h					
Included observations: 118					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	4.333079	NA*	4.370114	NA*	NA*
2	7.094654	NA*	7.179302	NA*	NA*
3	31.62060	0.9343	32.34505	0.9211	45
4	45.00158	0.9913	46.19555	0.9875	70
5	71.38564	0.9664	73.74704	0.9480	95
6	117.4873	0.5478	122.3184	0.4240	120
7	150.3999	0.3623	157.3066	0.2290	145
8	184.6644	0.2091	194.0631	0.0996	170
9	212.7460	0.1824	224.4633	0.0727	195
10	239.0740	0.1799	253.2292	0.0615	220
11	264.6097	0.1859	281.3899	0.0549	245
12	283.8207	0.2698	302.7758	0.0829	270

Notas: El test sugiere que el modelo no contiene auto correlación serial de los residuos en un contexto multivariado. Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7.

TABLA 18
TEST DE HETEROCEDASTICIDAD MODELO

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Included observations: 118					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
443.6059	330	0.0000			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(22,95)	Prob.	Chi-sq(22)	Prob.
res1*res1	0.221867	1.231232	0.2415	26.18031	0.2440
res2*res2	0.477362	3.944098	0.0000	56.32871	0.0001
res3*res3	0.326354	2.091985	0.0076	38.50979	0.0160
res4*res4	0.219664	1.215566	0.2541	25.92038	0.2551
res5*res5	0.714589	10.81152	0.0000	84.32152	0.0000
res2*res1	0.196297	1.054679	0.4095	23.16310	0.3926
res3*res1	0.267030	1.573165	0.0696	31.50951	0.0862
res3*res2	0.350073	2.325918	0.0026	41.30858	0.0076
res4*res1	0.187497	0.996485	0.4763	22.12466	0.4525
res4*res2	0.308324	1.924889	0.0160	36.38224	0.0276
res4*res3	0.359503	2.423738	0.0017	42.42132	0.0056
res5*res1	0.222026	1.232365	0.2406	26.19906	0.2432
res5*res2	0.300435	1.854489	0.0217	35.45138	0.0347
res5*res3	0.564440	5.595901	0.0000	66.60387	0.0000
res5*res4	0.310877	1.948015	0.0145	36.68346	0.0256

Notas: Se concluye que los residuos son heterocedásticos en conjunto. Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7.

TABLA 19
TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Included observations: 118			
Dependent variable: D(LOGIPSA)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOGTCN)	7.247104	2	0.0267
D(LOGM2)	4.277192	2	0.1178
D(YIELD)	0.752975	2	0.6863
D(TPM)	13.21581	2	0.0013
All	27.68792	8	0.0005

Notas: El test sugiere que las variables TCN y TPM causan al IPSA individualmente, y que en conjunto el TCN, M2, YIELD y TPM también lo causan. Fuente: Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7.

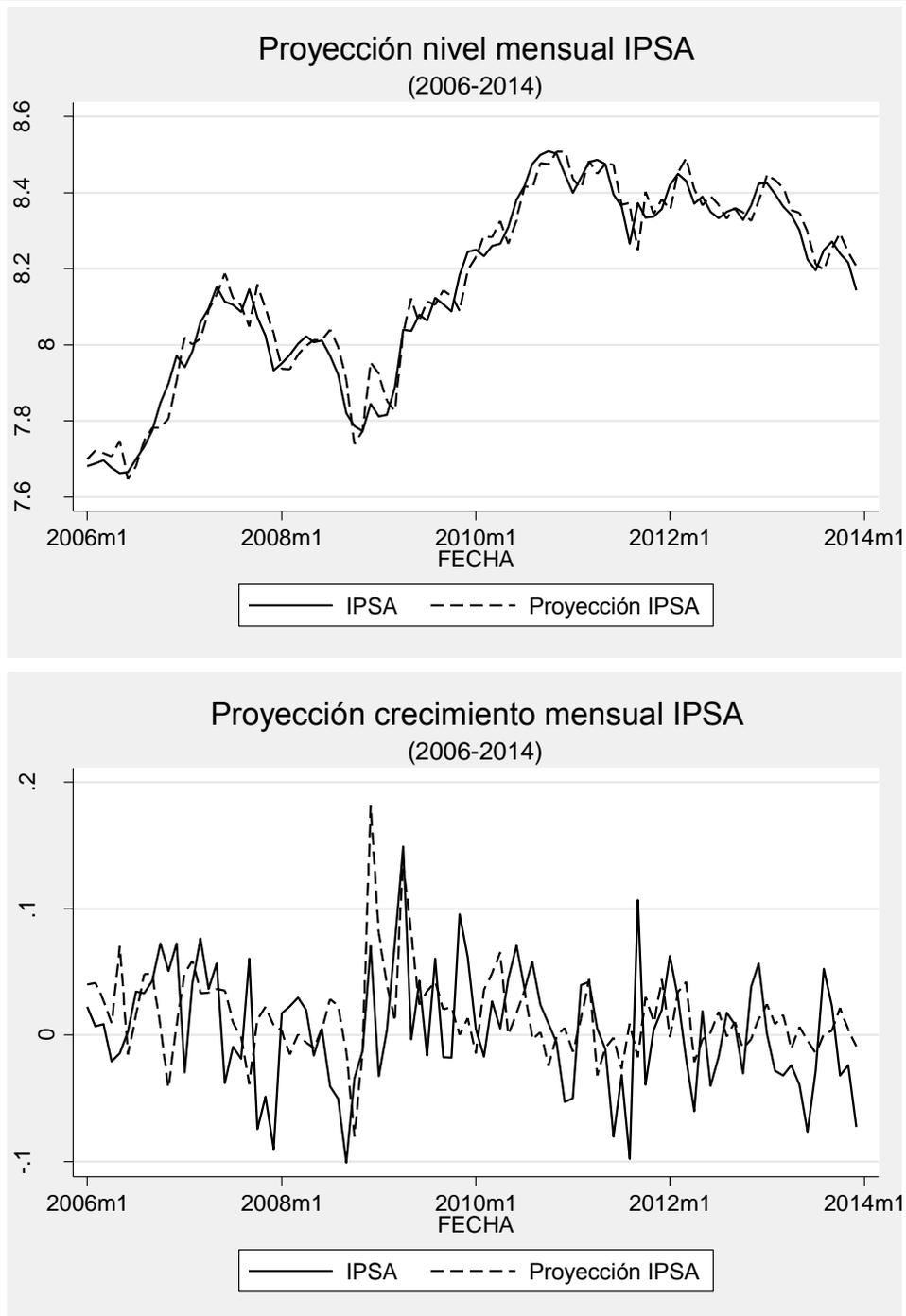
TABLA 20
TEST DE NORMALIDAD MODELO

VEC Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Included observations: 118				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.060819	0.072746	1	0.7874
2	1.523473	45.64575	1	0.0000
3	-0.288033	1.631601	1	0.2015
4	-0.628583	7.770633	1	0.0053
5	-0.615972	7.461963	1	0.0063
Joint		62.58269	5	0.0000
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.793229	0.210208	1	0.6466
2	10.85311	303.2170	1	0.0000
3	3.276009	0.374557	1	0.5405
4	4.674826	13.79146	1	0.0002
5	10.21507	255.9478	1	0.0000
Joint		573.5411	5	0.0000
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.282954	2	0.8681	
2	348.8628	2	0.0000	
3	2.006158	2	0.3667	
4	21.56210	2	0.0000	
5	263.4098	2	0.0000	
Joint	636.1238	10	0.0000	

Notas: El test sugiere que los residuos no son normales en un contexto multivariado. Fuente: Resultados obtenidos con software Eviews 7.

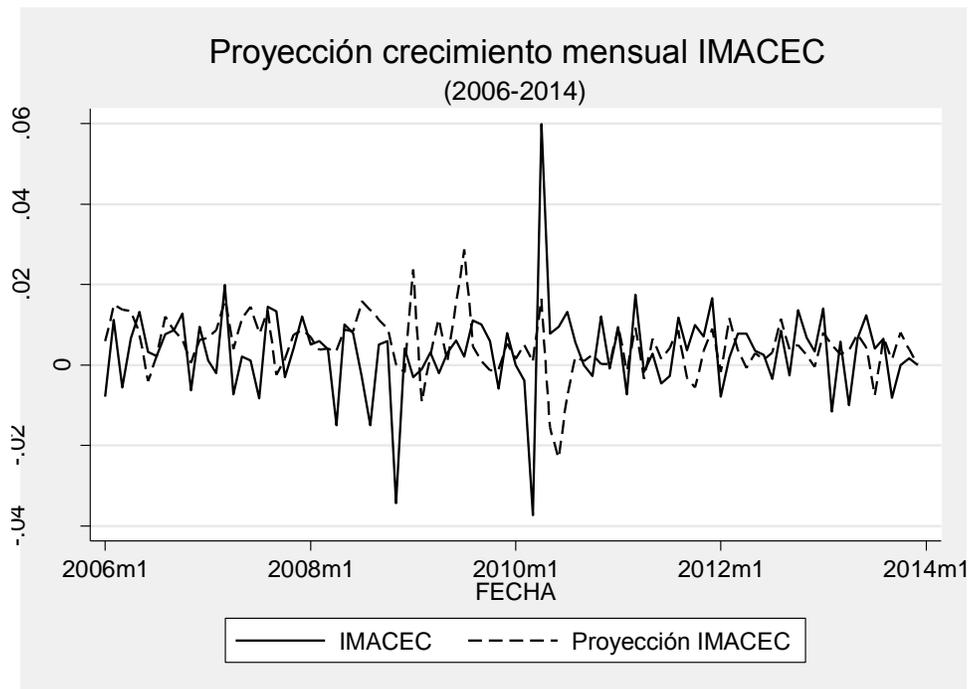
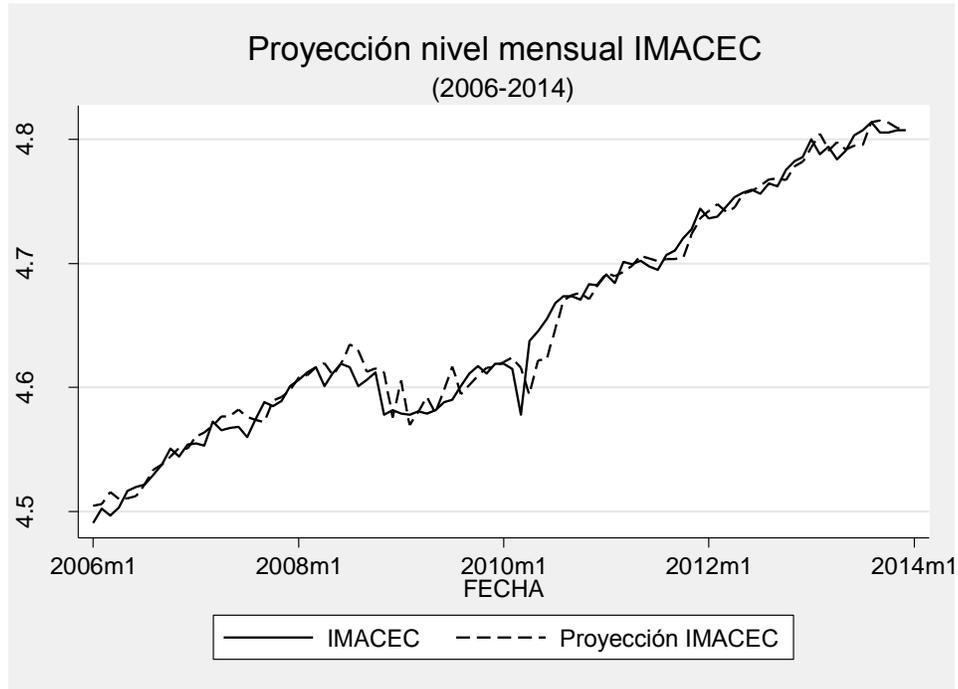
Anexo 5: Proyección de series en base a modelos VECM

GRÁFICO 7
PRONÓSTICO DEL IPSA A 1 MES EN NIVEL Y EN PRIMERA DIFERENCIA



Notas: Pronóstico basado en modelo recursivo que va agregando la nueva información a medida que avanza el tiempo. RMSE=0,052 para pronósticos de la primera diferencia del logaritmo del IPSA. Fuente: Elaboración propia en base a Stata 12.

GRÁFICO 8
PRONÓSTICO DEL IMACEC A 1 MES EN NIVEL Y EN PRIMERA DIFERENCIA



Notas: Pronóstico basado en modelo recursivo que va agregando la nueva información a medida que avanza el tiempo. RMSE=0,012 para pronósticos de la primera diferencia del logaritmo del IMACEC. Fuente: Elaboración propia en base a Stata 12.