



UNIVERSIDAD
DE PIURA

REPOSITORIO INSTITUCIONAL
PIRHUA

ANÁLISIS DEL RETORNO DE LOS ÍNDICES SECTORIALES DE LA BOLSA DE VALORES DE LIMA BAJO UN CONCEPTO DIVERGENTE AL RIESGO SISTEMÁTICO

Frank Aleman-Ruidias

Piura, Mayo de 2014

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES

Programa académico de Economía

Aleman, F. (2014). *Análisis del retorno de los índices sectoriales de la Bolsa de Valores de Lima bajo un concepto divergente al riesgo*. Tesis de pregrado en Economía. Universidad de Piura. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Programa Académico de Economía y Finanzas. Piura, Perú.



Esta obra está bajo una [licencia](#)
[Creative Commons Atribución-](#)
[NoComercial-SinDerivadas 2.5 Perú](#)

Repositorio institucional PIRHUA – Universidad de Piura

UNIVERSIDAD DE PIURA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y EMPRESARIALES
PROGRAMA ACADEMICO DE ECONOMIA



**“ANÁLISIS DEL RETORNO DE LOS ÍNDICES SECTORIALES DE LA BOLSA DE
VALORES DE LIMA BAJO UN CONCEPTO DIVERGENTE AL RIESGO
SISTEMÁTICO”**

Tesis

**Que presenta el Bachiller con mención en Economía, señor Frank Alonso Aleman
Ruidias para optar el Título de Economista.**

Asesor. Mgtr. Brenda Liz Silupú Garcés

Piura, Mayo de 2014

A Dios por darme la oportunidad de lograr las metas que me propongo, a mis padres Aura y Rufino por la confianza depositada y a mi hermana Katy por la fortaleza que me transmite.

PRÓLOGO

Tras la crisis financiera del 2008 los precios internacionales de los metales y commodities estuvieron expuestos a grandes volatilidades, debido al estrés que los mercados financieros sufrían. El modelo Capital Asset Pricing Model (CAPM), es el modelo clásico que hasta el día de hoy se usa, pero en los últimos años los inversionistas comenzaron a diseñar modelos alternos a los clásicos que ayuden a explicar mejor el comportamiento de los retornos bursátiles, por la necesidad de tener un análisis más detallado del comportamiento accionario.

Estos modelos han recibido una buena aceptación dado que ayudan a tener un análisis profundo del comportamiento bursátil existente hoy en día, tanto en bolsas de valores de economías emergentes como desarrolladas.

Mi interés por el mercado bursátil, sumado al apoyo recibido por mi asesora Magister Brenda Silupú, contribuyó a que me interesara en la aplicación de modelos alternos al CAPM, para la medición de los retornos accionarios en la Bolsa de valores de Lima (BVL).

INDICE GENERAL

INTRODUCCIÓN	1
CAPITULO I: MARCO TEÓRICO	4
2.1. Implicancias teóricas	
2.2. Revisión de la literatura	
CAPITULO II: OBJETIVO Y JUSTIFICACIÓN	9
CAPITULO III: MODELO Y METODOLOGÍA	10
3.1. Presentación de data	
3.2. Aspecto metodológico	
3.3. Especificación empírica de los modelos	
CAPITULO IV: RESULTADOS DEL MODELO	21
4.1. Vectores de cointegración	
CAPITULO V: CONCLUSIONES	27
BIBLIOGRAFIA	29
ANEXOS	32

INTRODUCCIÓN

Hace algunos años atrás, el Capital Asset Pricing Model (CAPM), era considerado un modelo que explicaba de forma sencilla la valorización de las acciones y de las carteras de las empresas. El modelo se basa en supuestos tales como, la teoría de la eficiencia de los mercados, además, la tasa de retorno de cualquier activo solo debe estar explicada por el riesgo de mercado (cuantificado por el beta). Así, dicho modelo enfatiza que, en equilibrio, la rentabilidad esperada de los títulos debe estar correlacionada de forma positiva con el coeficiente beta, el cual es la única medida de riesgo.

Sin embargo, se han observado ciertas evidencias inconsistentes que se presentan persistentemente en distintos mercados bursátiles en ciertos periodos, las cuales resultan incongruentes con la hipótesis de eficiencia de mercado; lo que nos lleva a adoptar la perspectiva de Fama y French (1992) entre otros autores, de que otras variables podrían ayudar a explicar mejor la hipótesis de eficiencia. Entonces, si se considera verdadera la hipótesis de eficiencia de mercado, de existir estas incongruencias sugeriría la posibilidad de explicar las diferencias entre las rentabilidades medias de los activos por variables distintas del riesgos de mercado; dado que este se encontraría mal especificado teniendo en cuenta de que el beta no tomaría en consideración todo el riesgo sistemático.

Las primeras pruebas del CAPM, realizadas en 1964, fueron satisfactorias en base a datos de 1930 y 1960, se llegó a demostrar que los rendimientos promedios de los portafolios de acciones estaban relacionado de forma positiva con su beta de mercado. Esta consistencia fue tomada de buena forma por los economistas que radicaban en el ámbito financiero, los mismos que adoptaron su metodología para el análisis de los retornos de los portafolios a evaluar.

No fue hasta los años noventa que se cuestionó seriamente la absoluta validez del CAPM; mediante dos artículos de Fama y French (1992 y 1993), en los cuales presentan evidencias incongruentes con el modelo CAPM. En estos trabajos se resaltan dos puntos que tienen relación. Primero, demuestran que la relación del rendimiento promedio de los activos y el beta es débil durante el periodo de 1941 a 1990 y que es inexistente de 1963 a 1990. Segundo, concluyen que el rendimiento promedio de un activo está relacionado negativamente con la razón precio-utilidades (P/U) y con la razón valor de mercado a valor en libros (VM/VL) de la empresa. Dado que el CAPM afirma que los rendimientos esperados de las acciones deben relacionarse solo con el beta de mercado y no con otros factores, estas afirmaciones estarían quitándole validez a la explicación absoluta del modelo CAPM en sí.

Una de las objeciones que se levantan frente a esta nueva propuesta de relación en cuanto a los retornos esperados por los activos financieros es que solo dos variables no podrían englobar todo el universo de acción que explica el comportamiento de los retornos accionarios; partiendo de este punto se han realizado trabajos agregando otras variables relevantes (según el tipo de economía a investigar) que ayudarían a complementar la explicación que Fama y French iniciaron. Lo cual no desplazaría la validez del valor del beta de mercado, sino que daría lugar a una propuesta más abierta para explicar los retornos accionarios.

Estas variables que se proponen son de corte macro y microeconómico; las cuales no solo buscan explicar los retornos en cuanto a la situación global por la que atraviesa el mercado bursátil, sino también permite un análisis práctico de la situación de mercado de la empresa de acuerdo a su estructura financiera interna.

Para este tipo de investigaciones se han usado modelos econométricos como: El modelo autoregresivo integrado de media móvil (ARIMA), Modelo de vectores autoregresivos (VAR), modelos lineales, entre otras técnicas de funciones específicas según el criterio del investigador; para el caso de este tipo de relaciones financieras es de mucha ayuda utilizar un modelo dinámico de ecuaciones simultáneas como es el Modelo de vectores de corrección de error (VEC). Los resultados que arroja este modelo ayudan a minimizar la posibilidad de que estos mismos se basen en relaciones funcionales espurias¹, un problema común dentro del ámbito financiero, dado que las razones que subyacen en los retornos de los activos son diversos.

El presente trabajo muestra de forma segmentada como es que los retornos de los índices sectoriales de la Bolsa de Valores de Lima cambian en cuanto a su explicación a partir de la crisis del 2008, dando a conocer nuevos patrones de comportamiento de estos retornos en relación a las variables explicativas tomadas para el modelo.

En el primer capítulo se presenta el marco teórico tomando en cuenta investigaciones y otras implicancias en relación con el presente trabajo; el capítulo II argumenta el objetivo y justificación de la investigación. El capítulo III muestra el modelo y metodología con que se trabajará las variables a estimar; en el capítulo IV se presentan los resultados obtenidos de las estimaciones realizadas, mientras que en el capítulo V se exponen las conclusiones finales de la investigación.

¹ Es una relación matemática en la cual dos acontecimientos no tienen conexión lógica, aunque se puede implicar que la tienen debido a un tercer factor no considerado aún (llamado "factor de confusión" o "variable escondida").

CAPITULO I: MARCO TEÓRICO

2.1 Implicancias teóricas

El riesgo sistemático o beta de mercado es una herramienta muy conocida en el medio financiero para la determinación de las rentabilidades de carteras accionarias; dado que el beta representa la magnitud de los riesgos que afectan al mercado en su conjunto, los mismos que tienen implicancia en determinados portafolios accionarios. El coeficiente beta, que mide el riesgo de mercado de un activo, nos indica cuanto varía el rendimiento de dicho activo en función de las variaciones producidas por la prima de riesgo de mercado, tal y como lo postula William Sharpe (1964). Los valores cuyos betas superen la unidad se les denominan activos agresivos y son los que tienen más riesgo sistemático. Por otro lado, los activos cuyos betas son menores a la unidad son lo que varían menos que el mercado en su conjunto y, por tanto, disponen de un riesgo sistemático menor, tal y como defendía Robert Grauer (1985).

La principal característica del modelo es el supuesto de que los rendimientos de varios activos están relacionados entre sí a través de su común relación con algún factor subyacente básico. Esto nos da a entender que las rentabilidades de las acciones están bajo la influencia significativa de una sola variable que engloba la volatilidad estándar de las acciones, tal y como lo defendía Amihud (1989).

El beta se usa, en su mayoría, para portafolios de acciones dado que se busca diversificar el riesgo al invertir en valores tan sensibles; por lo cual en la presente investigación se ha trabajado con los índices sectoriales de la Bolsa de Valores de Lima y el índice general de la bolsa de valores de Lima, dado que estos índices engloban un conjunto de acciones

que para fines reales, nos ayudarán a identificar que variables influyen de forma significativa en cada tipo de índice.

La Bolsa de Valores de Lima aplica una metodología particular dependiendo del tipo de índice que presenta; para esto a continuación se describe de forma clara y breve a las dos clases de índices que se abordarán en la presente investigación:

- Índice General de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL)

Este IGBVL² refleja la tendencia promedio de las cotizaciones de las principales acciones inscritas en Bolsa, en función de una cartera seleccionada, que actualmente (Enero – Julio 2014) representa a las 34 acciones más negociadas del mercado. Su cálculo considera las variaciones de precios y los dividendos o acciones liberadas repartidas, así como la suscripción de acciones. Tiene como fecha base 30 de diciembre de 1991 = 100.

- Índices sectoriales

Las carteras de los Índices Sectoriales³ se determinan en forma independiente a la del Índice General tomando como base los puntajes estimados para la determinación de la cartera del Índice General. Estos Índices Sectoriales están clasificados en: Agropecuario (compuesto por 6 acciones), Bancos y Financieras (compuesto por 4 acciones), Diversas (compuesto por 7 acciones), Industriales (compuesto por 21 acciones), Mineras (compuesto por 23 acciones) y Servicios (compuesto por 6 acciones). La Base de estos índices 30.10.98=100.

² Para mayor información sobre la metodología revisar www.bvl.com.pe/metodo_igvl.pdf

³ Para mayor información sobre la metodología revisar www.bvl.com.pe/metodo_igvl.pdf

Las variables de estudio en esta investigación serán tratadas a partir de un Modelo de vectores de corrección de error (VEC), el cual es una herramienta que pertenece al contexto de series de tiempo multivariado, que se caracteriza por contener variables cointegradas⁴; es decir, variables que guardan una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas.

El modelo VAR es un modelo relativamente fácil de especificar y estimar, las variables pueden ser no-estacionarias⁵ y los errores pueden tener correlación contemporánea; la desventaja que tiene este modelo es la inclusión de muchos parámetros. El modelo VEC necesita que las variables sean estacionarias y los errores no deben de presentar problemas econométricos⁶; por otro lado, ha refinado el análisis propuesto por el modelo VAR, pues incluye tanto la dinámica de ajuste de las variables en el corto plazo, cuando ocurre un shock inesperado que hace que éstas se aparten transitoriamente de su relación de equilibrio de largo plazo, como el restablecimiento de la relación de equilibrio en el largo plazo, siendo especialmente útil la información que brinda sobre la velocidad de ajuste hacia tal equilibrio; por tanto, el VEC brinda mayor información que el VAR; existe la desventaja que el modelo VEC pueda arrojar vectores donde las variables no cointegren y esto no permita obtener la relación de largo plazo.

La metodología que se propone usar en el presente trabajo es de Soren Johansen, dado que el procedimiento multivariado de S. Johansen (1988 y 1991), se ha convertido en un método muy eficiente para probar la existencia de cointegración entre las variables. Es

⁴ Dos o más variables de series de tiempo están cointegradas si comparten una tendencia estocástica común.

⁵ Una variable es estacionaria generalmente tiene varianza finita; más precisamente, su varianza no cambia con el paso del tiempo.

⁶ Autocorrelación, heterocedasticidad y deben de cumplir con una distribución normal.

necesario analizar las series previamente con el fin de conocer si presentan o no raíces unitarias⁷. Las series que presenten raíces unitarias se colocan en un vector autorregresivo a partir del cual se puede probar la existencia de una o más combinaciones lineales o vectores de cointegración.

2.2 Revisión de literatura

Para el presente trabajo se ha tomado como variables explicativas variables macro y microeconómicas; en cuanto al uso de variables macroeconómicas para la explicación de retornos bursátiles es discutible hoy por hoy, dado que existen propuestas sobre modelos como: Modelo autorregresivo integrado de media móvil (ARIMA), Modelo autorregresivo de media móvil (ARMA), Generalized Autorregresive Conditional Heterocedasticity (GARCH), Modelo autorregresivo con heterocedasticidad condicional (ARCH), entre otros modelos autorregresivos y hasta lineales que proponen predecir el comportamiento de los retornos tomando de base el comportamiento de estos mismos en determinados tiempos y eventos. Pero existen investigaciones, en los últimos 12 años, que ayudan a respaldar el uso de modelos de inclusión de variables macroeconómicas para la explicación de los retornos bursátiles.

Por ejemplo Chang (2000), bajo modelos lineales y no lineales⁸, demostró para la economía estadounidense entre el periodo 1971 a 1999, como cada mes los inversores esperan conocer los resultados de indicadores económicos como la tasa de empleo o el índice de precios del consumidor, relacionando estos mediante un gráfico con índices bursátiles para entender cuán bien se relacionaban las variables con el índice Standard &

⁷ Una serie de tiempo posee raíz unitaria cuando esta no es estacionaria.

⁸ Son modelos cuya estructura matemática no es la de un modelo lineal general, ya sea en las variables o en los parámetros.

Poor's 500 (S&P 500); los resultados revelaron que los indicadores que parecían tener una relación consistente eran el índice de precios del consumidor, los ingresos personales, manufactura, venta y comercio. Por otro lado Lasfer (2003) demuestra por medio de métodos no lineales el comportamiento del precio de las acciones a corto plazo después de un período de estrés⁹ del mercado de valores, concentrándose en el comportamiento de los precios diarios del mercado por medio de los índices de 39 bolsas¹⁰ de valores entre el periodo de 1980 a 2001; la investigación demostró que los desempeños anormales después del estrés son significativamente mayores para los mercados emergentes y el tamaño de los saltos luego del periodo de estrés está relacionado con liquidez del mercado. Uno de los trabajos más recientes la realizó Chaigusin (2008) donde realiza una investigación para la predicción del índice de la Bolsa de Tailandia comprendiendo el periodo entre 1990 y 2007, lo hizo por medio de redes neuronales¹¹, y los datos de entrada usados corresponden al índice Stock Exchange Of Thailand (SET), Dow Jones, Nikkei Heikin Kabuka (Nikkei 225), Hang Seng, el precio del oro, la tasa mínima de préstamo y los tipos de cambio del thai baht y del dólar, demostrándose mediante la investigación que los movimientos del índice de Bolsa de Tailandia son sensibles a las variables macroeconómicas antes mencionadas. El más reciente ha sido J. K. M. Kuwornu (2012) realizó el estudio para Ghana; tomando variables como el índice general de precios, precio del crudo de petróleo, tasa de interés y el ratio de intercambio, para explicar el GSE All Share Index (ASI)¹² como proxy de los retornos accionarios del mercado bursátil de Ghana; trabaja con data mensual desde 1992 hasta el 2008, usando un modelo VEC bajo la metodología multivariada de Johansen; los resultados arrojaron que las variables

⁹ Ante cambios de la política económica o implicancias del desempeño bursátil, se dan por lapsos cortos o de mediano plazo situaciones de alta volatilidad.

¹⁰ Se tomaron países en vías de desarrollo y países desarrollados.

¹¹ Las redes de neuronas son un paradigma de aprendizaje y procesamiento automático inspirado en la forma en que funciona el sistema nervioso de los animales.

¹² Es el principal índice bursátil de mercado para la bolsa de valores de Ghana.

macroeconómicas empleadas explican el comportamiento de largo plazo de los retornos del GSE All Share Index.

Para el caso de la presente investigación se observará el impacto significativo de las siguientes variables macroeconómicas en los índices sectoriales bursátiles de la bolsa de valores de Lima (BVL): índice general de precios al consumidor, Tasa de interés, Balanza comercial, Tasa de interés de bonos (gobierno y corporativos), Oferta monetaria, Precio del oro, Precio de la plata, Precio del cobre, Índice de producción (por cada sector). En cuanto a las variables microeconómicas a tomar, serán las mismas que se tomaron en el trabajo de Eugene F. Fama y Kenneth R. French, “The Cross-Section of Expected Stock Returns”, las cuales son: Precio-utilidad (P/U) y Valor de mercado-valor en libros (VM/VL).

CAPITULO II: OBJETIVO Y JUSTIFICACIÓN

La presente investigación tiene como objetivo principal explicar los retornos de los índices bursátiles sectoriales y el índice general de La Bolsa Valores de Lima (BVL), de una forma alterna al modelo CAPM, para otorgar una herramienta práctica en la estructuración de portafolios bursátiles; dado que esta investigación busca demostrar que existen variables macro y microeconómicas que en su conjunto lograrían una consistencia explicativa igual o mejor que el beta de mercado, por la significancia de la magnitud de respuesta esperada por estas variables en los retornos bursátiles. Por otro lado, como se mencionó en la parte introductoria, el modelo CAPM mostró debilidad explicativa en determinados periodos de tiempo, lo cual abre la posibilidad a proponer una forma alterna al modelo CAPM para explicar la valorización de los retornos accionarios.

CAPITULO III: MODELO Y METODOLOGÍA

3.1 *Presentación de data*

La data a trabajar es de periodicidad mensual: desde enero del año 1999 hasta octubre del año 2013; estos datos serán trabajados en dos sub-muestras: de enero de 1999 a diciembre de 2007 y de enero de 2007 hasta octubre de 2013; se plantea trabajar de esta forma debido al colapso de la burbuja inmobiliaria en Estados Unidos en el año 2006, que provocó aproximadamente en octubre de 2007 la llamada crisis de las hipotecas subprime, la cual comenzó a manifestarse de manera extremadamente grave desde inicios de 2008; este hecho sometió a un escenario de estrés al mercado financiero, generando problemas de distorsión en la data por los cambios bruscos que existen debido a la volatilidad que el mercado experimenta, lo cual no permite observar el verdadero comportamiento de las series según corresponda. Trabajando de esta forma se espera observar el cambio del comportamiento y participación de las variables antes y después de la crisis financiera que se presentó a inicios del 2008.

Las variables implicadas fueron extraídas de la BVL, banco central de reserva del Perú (BCRP), The London Bullion Market Association (LBMA), YahooFinance y Economática. A continuación se presenta la data y su respectiva abreviatura usada para efectos prácticos de presentación del modelo:

Tabla N° 1: Variables	
Abreviatura de la variable	Descripción de la abreviatura
agricola	Índice sectorial agrícola de la Bolsa de Valores de Lima
bancos	Índice sectorial bancario de la Bolsa de Valores de Lima
diversas	Índice sectorial diversas de la Bolsa de Valores de Lima
industria	Índice sectorial industrial de la Bolsa de Valores de Lima
minera	Índice sectorial minero de la Bolsa de Valores de Lima
servicios	Índice sectorial servicios de la Bolsa de Valores de Lima
igbvl	Índice general de la Bolsa de Valores de Lima
bc	Balanza comercial
ipc	índice de precios al consumidor
ti	Tasa de interés pasiva
cobre	Precio internacional del cobre
oro	Precio internacional del oro

plata	Precio internacional de la plata
sbp	Tasa de interés de bonos del gobierno y corporativos
fep	Flujo de emisión primaria
mvmi**	Razón de valor de mercado/valor en libros
pu**	Razón de precio de mercado/utilidad
agrario	Índice de producción real del sector agrícola
credito	Índice de producción real del sector financiero
otros	Índice de producción real del sector diversas
pbi	Producto bruto interno
manufactura	Índice de producción real del sector manufacturero
mineria	Índice de producción real del sector minero
elec	Índice de producción real del sector servicios

** Se han tomado el promedio por cada índice sectorial de la bolsa de valores de Lima respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Todas las variables han sido convertidas a logaritmo, con el fin de homogenizar la serie de cada variable. Todas las variables no son integradas de orden cero, pero lo son en primer orden; dado que al aplicar el modelo VEC se obtiene de forma directa la primera diferencia de las series, lo cual hace que se cumple con el principio de estacionaridad.

A continuación se presentan los estadísticos de las variables tanto explicadas como explicativas del modelo, tomando en cuenta dos intervalos de tiempo que serán evaluados en el presente trabajo:

Enero 1999 - Diciembre 2007		Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Dev. Std.	Coef. Asimetría	Kurtosis
ÍNDICES DE PRODUCCIÓN REAL	AGRARIO	4.6985	4.36	6.924	3.679	0.873789	1.362315	3.663465
	CREDITO	10.73466	10.7	11.123	10.601	0.110423	1.282047	4.731811
	OTROS	4.918324	4.899	5.332	4.685	0.136105	0.615393	2.749496
	PBI	4.931667	4.912	5.283	4.699	0.141219	0.479293	2.314844
	MANUFACTURA	4.876148	4.8475	5.24	4.577	0.158236	0.432675	2.287836
	MINERIA	5.310361	5.366	5.619	4.958	0.182897	-0.414657	1.863757
	ELEC	5.030185	5.012	5.314	4.795	0.126457	0.432532	2.176863
ÍNDICES SECTORIALES DE LA BOLSA DE VALORES DE LIMA	AGRICOLA	5.014056	4.9115	5.709	4.614	0.321153	0.662158	2.120154
	BANCOS	4.765343	4.5825	6.157	4.055	0.576349	0.889004	2.795978
	DIVERSAS	4.413269	4.464	6.572	2.896	0.994579	0.502843	2.616073
	IGVL	7.966917	7.517	10.054	7.049	0.907988	0.967467	2.717625
	INDUSTRIA	5.347843	5.17	7.11	4.452	0.746452	0.933315	2.827794
	MINERA	5.951676	5.375	8.488	4.605	1.168882	0.803578	2.403933
	SERVICIOS	4.997583	4.9095	5.939	4.42	0.428982	0.616205	2.38734

VARIBLES MACROECONÓMICAS		BC	2.39587	4.483	7.063	-4.756	4.475325	-0.604752	1.557469
		COBRE	0.967472	0.6175	2.087	0.32	0.593742	0.734261	2.037464
		FEP	1.275361	4.0965	7.704	-6.842	5.182261	-0.430705	1.405345
		IPC	4.439157	4.433	4.539	4.329	0.054698	-0.041689	1.931827
		ORO	5.949574	5.88	6.692	5.545	0.331845	0.616053	2.122544
		PLATA	6.465944	6.2615	7.293	6.021	0.393166	0.876555	2.323848
		SBP	7.953537	7.8245	8.6	7.462	0.317246	0.312008	1.862485
		TIP	1.478676	1.205	2.612	0.848	0.576259	0.708955	1.859968
VARIBLES MICROECONÓMICAS	ÍNDICE AGRARÍCOLA	MVML	-1.835	-2.303	0.531	-2.303	0.869268	1.641013	4.20889
		PU	1.219333	0.511	5.867	-2.407	2.129674	0.339272	1.986594
	ÍNDICE BANCARIO	MVML	0.606519	0.336	1.887	0.095	0.497765	0.949354	2.603412
		PU	2.853009	2.522	4.71	2.14	0.722302	1.342844	3.379426
	ÍNDICE DIVERSAS	MVML	-0.04504	-0.1625	1.589	-1.099	0.756867	0.678199	2.537704
		PU	1.78838	2.5095	3.841	-4.558	1.944135	-1.975764	5.95804
	IGBVL	MVML	0.31062	0.125	1.444	-0.209	0.446663	1.071163	3.29883
		PU	2.565102	2.7165	4.227	-0.719	0.798492	-1.849347	8.542599
	ÍNDICE INDUSTRIAL	MVML	0.359194	0.312	1.289	-0.244	0.386777	0.711184	2.833511
		PU	2.150176	2.373	4.003	-2.947	1.220836	-2.460591	9.856071
	ÍNDICE MINERO	MVML	0.828806	0.691	2.011	0.278	0.450229	1.116855	3.359292
		PU	2.584713	2.4675	4.981	1.633	0.653213	1.614206	5.90011
	ÍNDICE SERVICIOS	MVML	0.247972	0.3	0.943	-0.266	0.33316	0.078745	1.744591
		PU	2.488333	2.552	3.033	1.96	0.324003	-0.061205	1.564631

Fuente: Elaboración propia.

Como podemos apreciar en la tabla N° 2, en cuanto a los índices de producción real, el que presenta más volatilidad es el índice agrario, con una desviación estándar del 0.87; el índice que tiene la mayor estabilidad es el de crédito con 0.11 de desviación estándar. El que presenta una mayor producción dentro de todos los factores es el de crédito financiero con 10.73. El índice de producción que posee una distribución más uniforme es el de otros con una kurtosis de 2.75 y un coeficiente de asimetría de 0.62. Se observa una mayor volatilidad del índice de producción agrícola dado que los cultivos son de cierta periodicidad, esto trae variaciones fuertes en la producción.

En cuanto a los índices bursátiles se observa que el que posee la mayor volatilidad es el minero, con una desviación estándar de 1.17; esto por la variación de los precios internacionales de los metales (oro, plata, cobre y zinc). El índice bursátil de menor volatilidad es el agrícola con 0.3211 de desviación estándar. Por otro lado el índice industrial posee la distribución más uniforme con una kurtosis de 2.83 y un coeficiente de asimetría de 0.93. Tanto el índice bursátil agrícola como el industrial, es normal que

muestren estas características dado que entran como efecto de diversificación a los portafolios de inversión, dado que no se especula mucho con ellos.

Dentro de las variables económicas el flujo de emisión primaria es la de mayor volatilidad para esta primera sub-muestra con una desviación estándar de 5.18, debido a que el BCRP inyecta o extrae capital con el fin de mantener estabilidad económica y esto está sujeto a la dinámica de la economía la cual es variable; el índice de precios al consumidor es el que tiene la menor volatilidad con una desviación estándar de 0.05, dado que el IPC es una de las variables que se tuvo en mejor control para este periodo, lo cual justifica con su baja volatilidad. Las distribuciones que arrojan estas variables no son tan uniformes, por las kurtosis lejanas de 3.

En cuanto a las razones de valor de mercado-valor en libros y precio-utilidad, se nota que la segunda resulta ser más volátil que la primera para todos los casos, menos para el índice de servicios, esto porque la razón precio-utilidad está relacionada directamente con el precio de la acción bursátil, la cual está ante una mayor exposición de especulación que el valor de libros de la empresa. Por otro lado la razón de valor de mercado-valor en libros resulta ser más uniforme en su distribución dado que posee una mejor kurtosis que la razón precio-utilidad, lo que resulta lógico, puesto que el valor de mercado-valor en libros es una variable más aterrizada en términos financieros que la razón precio-utilidad.

TABLA N° 3: Estadística descriptiva de la sub-muestra 2								
Enero 2007 - Octubre 2013		Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Dev. Std.	Coef. Asimetría	Kurtosis
ÍNDICES DE PRODUCCIÓN REAL	AGRARIO	6.562232	6.601	6.999	5.617	0.34053	-1.124713	3.931175
	CREDITO	11.49826	11.4975	12.023	10.837	0.318701	-0.287527	2.199416
	OTROS	5.34339	5.333	5.639	5.039	0.143282	0.013465	2.079531
	PBI	5.355841	5.3485	5.619	5.07	0.129705	-0.052501	2.124871
	MANUFACTURA	5.278585	5.2915	5.425	5.043	0.097822	-0.408674	2.068895
	MINERIA	5.520341	5.5235	5.633	5.373	0.057439	-0.311589	2.989798
	ELEC	5.418841	5.4095	5.616	5.171	0.115388	0.030676	1.874117

ÍNDICES SECTORIALES DE LA BOLSA DE VALORES DE LIMA		AGRICOLA	5.27778	5.166	5.967	4.884	0.301244	0.745235	2.217954	
		BANCOS	6.237866	6.3375	6.798	5.415	0.36372	-0.52827	2.363121	
		DIVERSAS	6.686732	6.648	7.304	5.879	0.391518	-0.291724	2.057663	
		IGVL	9.71578	9.774	10.054	8.821	0.295989	-1.417566	4.758503	
		INDUSTRIA	6.641634	6.6105	7.11	6.135	0.208228	0.135165	3.142334	
		MINERA	8.095573	8.1405	8.546	7.059	0.36269	-1.168071	4.014276	
VARIABLES MACROECONÓMICAS		BC	4.773232	6.234	7.116	-5.991	3.688243	-2.283216	6.625778	
		COBRE	1.958707	2.02	2.291	1.133	0.244927	-1.722638	5.859563	
		FEP	1.660293	5.42	8.733	-8.347	6.51232	-0.47071	1.367841	
		IPC	4.623427	4.619	4.728	4.501	0.062564	-0.190416	2.160564	
		ORO	7.043012	7.0895	7.48	6.448	0.317146	-0.268485	1.793874	
		PLATA	7.617378	7.517	8.342	6.894	0.393299	0.11814	1.750118	
		TIP	8.79561	8.8775	9.017	8.402	0.175782	-0.717911	2.363136	
VARIABLES MICROECONÓMICAS		ÍNDICE AGRARÍCOLA	MVML	-0.146378	-0.105	0.531	-1.609	0.34987	-0.834054	5.297672
		PU	2.192805	2.313	4.838	-3.077	1.216723	-1.544685	9.792142	
		ÍNDICE BANCARIO	MVML	1.35189	1.348	1.887	0.875	0.20847	0.077556	2.803551
		PU	2.474488	2.4685	2.923	2.015	0.199499	-0.242471	2.919872	
		ÍNDICE DIVERSAS	MVML	1.060598	1.021	1.589	0.486	0.263013	0.189364	2.314494
		PU	2.680085	2.599	5.52	2.083	0.495214	4.575112	26.93688	
		IGBVL	MVML	0.983378	0.9535	1.444	0.487	0.209593	0.040995	3.193891
		PU	2.68211	2.608	3.718	2.238	0.325632	1.212426	4.676424	
		ÍNDICE INDUSTRIAL	MVML	0.792037	0.8005	1.289	0.146	0.27525	-0.458548	2.573736
		PU	2.576171	2.7495	3.59	-3.258	1.080849	-3.801563	19.98248	
		ÍNDICE MINERO	MVML	1.355634	1.374	2.011	0.577	0.337902	-0.285354	2.743223
		PU	2.696073	2.6435	3.472	2.136	0.306393	0.570249	2.904737	
		ÍNDICE SERVICIOS	MVML	0.756805	0.773	1.076	0.449	0.15757	0.033652	2.29893
		PU	2.621854	2.625	3.006	2.262	0.1576	-0.063589	2.486067	

Fuente: Elaboración propia.

La tabla N° 3 nos muestra que el índice de producción de crédito es el mayor con una media de 11.5, siendo también el que posee la mayor volatilidad; para este periodo los créditos tuvieron un gran auge dado las facilidades que las instituciones financieras otorgaron. Por otro lado el sector que tiene un comportamiento más regular es el minero el mismo que posee una kurtosis de 2.9.

El índice bursátil más volátil es diversas con una desviación estándar de 0.39, siguiéndole el bancario y el minero con 0.363 y 0.362 respectivamente; lo cual es justificable dado que estos tres sectores bursátiles fueron los más afectados por los cambios de la economía mundial. El índice que tiene una estructura más uniforme es el de industria, el cual posee un 3.1 de kurtosis.

En cuanto a las variables macroeconómicas, tenemos un aumento significativo en cuanto a los datos del primer periodo analizado, siendo el de mayor aumento la tasa de interés de los bonos corporativos (SBP), seguidos del oro, plata y el cobre; la primera de las variables tuvo que sufrir cambios dado que la crisis sujeto a los instrumentos financieros a cambios bruscos en su valorización, mientras que el precio internacional de los metales tuvo también una mayor variación aún por la crisis. El flujo de emisión primario (FEP) sigue siendo el que tiene la mayor volatilidad con una desviación estándar de 6.5, pero presenta una volatilidad mayor que en el periodo anterior, dado que el BCRP tuvo que hacer ajustes más drásticos, para así poder mantener lo más estable posible la economía peruana.

En cuanto a las razones de valor de mercado-valor en libros y precio-utilidad, se tiene un comportamiento similar a las del primer periodo para sus desviaciones estándar; por otro lado el índice general de la bolsa de valores de Lima tiene las razones más uniformes.

El índice real de crédito aumenta en producción como en volatilidad de la sub-muestra 1 en cuanto de la sub-muestra 2, siendo el índice de producción real que más destaca con estas características, debido a que se flexibilizó bastante el otorgamiento de créditos a los agentes. Por otro lado el índice bursátil que posee una mayor volatilidad pasó de ser el minero (en la primera sub-muestra) al índice diversas (en la segunda sub-muestra), dado que el rubro de las empresas de este sector está vinculado a inversiones con instrumentos financieros. Se puede ver que existe un cambio de perspectiva económica, la cual se orienta hacia una mayor inversión en el sector industria y diversas, dado tal vez a las políticas de incentivo a la inversión y ahorro que ha existido.

3.2 Aspecto metodológico

El modelo VEC bajo el concepto metodológico de Johansen (1987) consiste en determinar la cointegración o relaciones a largo plazo en sistemas de más de 2 variables (k). Esto implica que las relaciones de largo plazo, r , entre las distintas variables pueden ser más de una. Para ello se parte de una representación de vectores autoregresivos, VAR (p), y definiendo a cada una de las “ k ” componentes del sistema $Y_{it}, i = 1, \dots, k$, tenemos:

Representación del VAR (p)

$$\begin{bmatrix} Y_{1t} \\ \vdots \\ Y_{kt} \end{bmatrix} = Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \lambda t + \varepsilon_t \dots \dots (1)$$

Donde:

C = Vector de parámetros constantes de dimensión ($k \times 1$)

A_l = Matrices de parámetros asociados a cada una de las variables $Y_{it}, i = 1, \dots, k$

p = Longitud del rezago con la cual se describe la dinámica del sistema.

ε_t = Perturbación o componente aleatorio, el cual se define como proceso de ruido blanco multivariado Gaussiano o normal. En otras palabras, proceso idénticamente independiente distribuido normal multivariado.

λ = Vector de parámetros correspondiente al componente de tendencia.

Ahora, diferenciando a cada uno de los componentes Y_{it} , la representación (1) puede ser reformulada y llevarse a una expresión de modelo de corrección de errores, la cual es la siguiente:

Representación del VEC

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_{1t} \\ \vdots \\ \Delta Y_{kt} \end{bmatrix} = \Delta Y_t = c + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta Y_{t-p+1} + \lambda t + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots (2)$$

Donde:

$$\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{it-1}, \text{ para } i = 1, \dots, k$$

Γ_j = Se definen como matrices de corto plazo, las cuales relacionan las variables del sistema en diferencia.

Π = Es la matriz de cointegración la cual es equivalente al producto entre las matrices de ajuste (α) y la matriz de vectores de cointegración (β). Estas últimas son de dimensión ($k \times r$) y ($r \times k$), de manera respectiva. Y donde “r” es el número de vectores de cointegración los cuales están dentro del rango $0 < r < k$.

Una vez que se compruebe la robustez de cada modelo VEC con las pruebas respectivas de estacionariedad, estructura de rezagos y test de errores; se procederá a analizar los vectores de cointegración, y en caso fuera necesario los impulsos respuesta y la descomposición de varianza, si es que el modelo lo permite.

3.3 Especificación empírica de los modelos

A continuación presentaremos una breve descripción de las pruebas econométricas respectivas que darán fe de la bondad y robustez de los modelos:

Para empezar a formar el modelo se comenzó por estimar el retardo óptimo, es esencial el cálculo de este, dado que es la base para el cálculo del número de vectores de cointegración. El criterio a usar en este paso es elegir el rezago que tenga mayor número de aprobaciones según el estadístico Likelihood Ratios¹³ (LR) y los criterios presentados en esta prueba¹⁴.

En el anexo 1 se presenta la tabla donde se observan los rezagos óptimos que cada modelo adoptó según su estructura.

Para poder observar la estructura de retardo de cada modelo es necesario examinar la Raíz inversa del polinomio. Esto actúa como un chequeo de la estabilidad del modelo estimado. Estas raíces se presentan en una tabla o como puntos en el círculo unitario.

Tal y como muestra el anexo 2 y 6 la representación gráfica de los eigenvalues muestra que todos los valores se encuentran dentro del círculo unitario y que alguno de ellos se encuentra cercano al borde del círculo de la unidad. Este resultado indica que hay una tendencia común, dado que todos los valores no sobrepasan la unidad.

Se ha efectuado una prueba de causalidad de Granger para determinar si las variables propuestas tienen un nivel explicativo significativo para los índices sectoriales de la Bolsa de Valores de Lima.

¹³ Sequential modified LR test statistic (each test at 5% level).

¹⁴ Akaike information criterion (AIC), Schwarz information criterion (SC), Final prediction error (FPE), Hannan-Quinn information criterion (HQ).

Se presenta en la tabla del anexo 3, que variables han sido aceptadas por el test de causalidad de Granger para cada modelo respectivamente. Es de resaltar que no todos los modelos tienen las mismas variables explicativas.

Para la primera sub-muestra de modelos analizada, se tiene una fuerte predominancia explicativa por parte del índice real de producción, el precio del cobre, precio de la plata y la tasa de interés de los bonos corporativos. Se presenta una débil relación con la razón de valor de mercado-valor en libros.

Para la segunda sub-muestra de modelos se observa una predominancia explicativa del sector de producción real, precio del cobre y precio de la plata; pero se observa también que el índice de precios al consumidor es significativo en todos los modelos, cosa que antes no se daba, el ratio de valor de mercado-valor en libros también toma más representatividad en los modelos. Por otra parte el flujo de emisión primario, el ratio de precio-utilidad y balanza comercial no tienen significancia en casi todos los modelos, para este periodo.

En el anexo 4 se muestra el análisis de los errores del modelo, es necesario que el modelo cumpla de forma satisfactoria con el test de autocorrelación, heterocedasticidad y normalidad.

Para que la aplicación del test sea satisfactoria es necesario que las probabilidades sean mayores a 5%: dado que para la normalidad esto es aceptar que se cumple con el estadístico Jarque-Bera que indica normalidad, para la autocorrelación es aceptar la ausencia de correlación bajo el test de LM y en cuanto a la heterocedasticidad es aceptar

que los residuos son homocedásticos bajo el test de White. En algunos casos ha sido necesaria la inclusión de dummies para poder corregir los errores que presentaba el modelo.

Se puede observar que todos los modelos han pasado de forma satisfactoria las pruebas respecto al comportamiento de los errores de cada modelo.

Una vez hechas todas las pruebas respectivas se procederá a generar los vectores de cointegración del cada modelo, para esto es necesario tener en cuenta que se puede realizar la cointegración siguiendo 5 formas ecuacionales distintas para cada modelo¹⁵:

Modelo 1: Sin componentes deterministas (*No intercept or trend in CE or test VAR*).

Modelo 2: Con término constante en la ecuación de cointegración. (*Intercept (no trend) in CE no intercept in VAR*).

Modelo 3: Con término constante en la ecuación de cointegración y en el modelo dinámico (*Intercept (no trend) in CE and test VAR*).

Modelo 4: Con término constante y tendencia en la ecuación de cointegración y termino constante en el modelo dinámico (*Intercept and trend in CE no trend in VAR*).

Modelo 5: Con término constante y tendencia en la ecuación de cointegración y en el modelo dinámico (*Intercept and trend in CE linear trend in VAR*).

¹⁵ Para determinar el modelo óptimo es necesario realizar un resumen comparativo de los cinco modelos alternativos (*Summarize all 5 sets of assumptions*).

En el anexo 5 se muestra el modelo óptimo y el número de vectores de cointegración que arrojó cada modelo respectivamente.

Se usó el criterio de Akaike para poder determinar el modelo y número de vectores óptimos para cada caso; se usó este criterio dado que es una medida de la calidad relativa de un modelo estadístico, para un conjunto dado de datos. El criterio de Akaike maneja un trade-off entre la bondad de ajuste del modelo y la complejidad del modelo.

CAPITULO IV: RESULTADOS DEL MODELO

4.1 Vectores de cointegración

En cada ecuación de cointegración del Anexo 7, se debe observar que los términos de corrección de error de las ecuaciones en el modelo sean significativamente diferentes de cero en términos estadísticos, por lo que su P-Value debe de ser mayor o igual que el valor absoluto de 2.16^{16} ; esto significa que estas ecuaciones contribuyen a la restauración de la relación de equilibrio de las series en el largo plazo, cuando éste es perturbado por la ocurrencia de un *shock* inesperado en el corto plazo que hace que éstas se desvíen temporalmente de él.

La velocidad con que se corrigen los desequilibrios de corto plazo para estos modelos, es de un mes; es decir que se corrige el porcentaje que señala cada ecuación cada mes para cada índice bursátil dado.

¹⁶ Esto dado a que está medido por una t-student.

A continuación se presentan los resultados de la primera sub-muestra de los vectores de cointegración que se obtuvo en cada modelo realizado:

En el índice bursátil agrícola se ha obtenido dos vectores de cointegración, los cuales tienen una corrección débil por parte del precio de la plata (*CointEq1*) y del cobre (*CointEq2*) de 5.94% y 7.54% respectivamente, se observa también una corrección por parte del índice real agrario (*CointEq2*) y del mismo índice bursátil agrícola (*CointEq1*) de 16.13% y 22.72% respectivamente; la participación más relevante es la del índice real de producción agrícola debido a la vinculación directa que existe entre la producción agrícola y el precio de las acciones de este mismo rubro, la participación de los metales es débil para este caso. El índice bursátil bancario tiene dos vectores de cointegración, la tasa de interés de los bonos privados corporativos corrigen 2.79% y 3.30% respectivamente en cada vector; por otro lado la plata también tiene participación en la corrección en ambos vectores con 14.17% y 17.74% respectivamente; el precio de la plata repercute de forma relevante en este caso, dado que los inversionistas las pueden tener a las acciones bancarias como refugio, frente a variaciones del precio internacional de este metal, puesto que las acciones bancarias son líquidas y de regular estabilidad. Para el índice bursátil de diversas se ha obtenido dos vectores, donde el mismo índice bursátil de diversas tiene una corrección para ambos vectores de 16.5% y 24.41% respectivamente; así también el índice real de otros servicios participa corrigiendo en ambos vectores con menor intensidad, con 8.16% y 12.62% respectivamente. También se observa la participación de la corrección del precio de la plata en ambos vectores con 6.66% y 9.94% respectivamente; se observa una mayor corrección por parte de la misma dinámica de este índice bursátil. Para el IGBVL se observa que el mismo IGBVL corrige en ambos vectores con 12.33% y 15.75% respectivamente; de forma similar el ratio de valor de

mercado-valor en libros corrige en ambos vectores con 16.27% y 15.41% respectivamente y el precio del cobre (*CointEq2*) corrige 12.60%; por la cantidad de acciones que presenta este índice los inversionistas hacen su inversión a largo plazo apuntando a que el valor real de la empresa hará que las especulaciones en el mercado mejoren. Del índice bursátil industria se ha obtenido dos vectores de cointegración, en los cuales están presentes el índice de manufactura y el ratio de precio-utilidad que para *CointEq1* corrigen 12.16% y 41.52% respectivamente y para *CointEq2* corrigen 1.20% y 1.80% respectivamente; la relación precio-utilidad se relaciona a la dinámica de las empresas, lo cual nos indica que estas inversiones (al igual que para el IGBVL) son de largo plazo. Para el índice bursátil minero se tienen dos vectores de cointegración, en los cuales se tiene la presencia del índice bursátil minero con 6.00% y 22.76% respectivamente en cada vector; el ratio precio-utilidad también tiene participación en la corrección de ambos vectores con 17.06% y 59.22% respectivamente, mientras que el índice de precios al consumidor (*CointEq2*) corrige 0.06%; la especulación para este índice recae en un análisis del desempeño del mismo índice bursátil y la relación precio utilidad que deja entrever como es que esta y se valora a la empresa. Del índice bursátil de servicios, se han obtenido dos vectores de cointegración, la única variable que es significativa es la tasa de interés de los bonos privados corporativos, con un coeficiente de corrección bajo, para cada vector respectivamente.

A continuación se presentan los resultados de la segunda sub-muestra de vectores de cointegración que se obtuvo en cada modelo realizado:

El índice bursátil del sector agrícola tiene una fuerte corrección en los tres vectores de cointegración de la ecuación del mismo índice bursátil agrícola, siendo de 28.50%,

50.96% y 50.76% respectivamente, también aparece de forma significativa la ecuación del ratio valor de mercado-valor en libros en los tres vectores con 32.05%, 84.18% y 79.44% respectivamente, el precio del cobre y del índice real agrario (*CointEq3*) corrigen un 20.96% y 46.78%; se observa que la dinámica del mismo índice marca una pauta explicativa, seguida de un ratio que expone el valor de la empresa, lo que supondría a inversiones de largo plazo, pero el precio del cobre involucrado da a pensar que las acciones de este índice bursátil son usadas como refugio ante cambios bruscos del precio internacional de este metal. En cuanto al índice bursátil bancario se puede observar que la tasa de interés de los bonos privados corporativos sigue corrigiendo, ahora con 3.14%, pero es el ratio valor de mercado-valor en libros el que tiene la mayor corrección con 13.17%, seguido del ratio precio-utilidad con 11.04%, la misma ecuación del índice bursátil bancario corrige 9.55%; por la baja corrección de los dos ratios microeconómicos y de la misma variable, se ve como acciones neutras que al mediano plazo se espera den rentabilidad, dado que se fija en un análisis fundamental de la empresa. En el índice bursátil diversas se tiene solo un vector donde cointegran al menos dos variables; en el cual el índice bursátil de diversas corrige 78.08% y el precio de la plata corrige 28.93%; este índice está fuertemente sujeto a su propio desempeño, lo cual indica que los agentes toman mayor venta según como se piense que reaccionará, bajo especulaciones. En el IGBVL solo hay un vector, pero en este vector solo $D(IGBVL)$ es significativo y no hay otra ecuación que cointegre de forma significativa con esta; por lo cual se podría inferir que solo se tiene el mismo comportamiento de la variable para explicar la velocidad de corrección. Para el índice bursátil industria existen dos vectores de cointegración, el mismo índice bursátil de industria tiene participación en la corrección de ambos vectores con 5.31% y 48.65% respectivamente, lo mismo con el índice de manufactura con 5.63% y 22.01% respectivamente en ambos vectores, el precio de cobre (*CointEq2*) corrige

30.93% y el índice de precios al consumidor (*CointEq1*) corrige 0.2%; este índice no está expuesto a tanta especulación, dado que su índice de producción real ayuda a corregir al índice bursátil. En el índice bursátil minero se observan dos vectores de cointegración, en el primero no hubo dos o más variables que sean significativas, pero en el segundo vector hubo una fuerte corrección por parte del precio del cobre (22.57%) y el índice de producción minera (20.66%), de forma más discreta el índice de precios al consumidor corrige 1.35%; dado que el cobre es el metal que más se exporta en el Perú, no es sorpresa que corrija en mayor proporción que las demás variables, por otro lado debido a los buenos precios que se han fomentado para este periodo es normal que se haya preferido observar la producción por parte de los agentes financieros. Para el índice bursátil de servicios existe un vector de cointegración, el cual apunta a una corrección por parte del sector de producción de servicios y el ratio valor de mercado-valor en libros con 52.59% y 79.00% respectivamente; este índice bursátil es de más de resguardo ante desequilibrios de mercado, es por eso que se basa en su sector real de producción y el valor de la empresa en sí.

Como se puede observar en la segunda sub-muestra se tiene una mayor predominancia a la especulación, dado que la mayoría de los índices se corrige a sí mismo, lo que da pie a que los agentes usen más el análisis técnico¹⁷ antes que el fundamental¹⁸; por otra parte existe una mayor participación del precio de los metales para el segundo periodo, dado el cambio que ocasionó la crisis financiera del 2008.

¹⁷ Es el estudio de la acción del mercado, principalmente a través del uso de gráficas, con el propósito de predecir futuras tendencias en el precio.

¹⁸ Pretende conocer y evaluar el auténtico valor del título o acción, llamado valor fundamental. Este valor se usa como estimación de su valor como utilidad comercial, que a su vez se supone es un indicador del rendimiento futuro que se espera del título.

Se realizaron regresiones sin hacer el corte de la data en sub-muestras, para poder obtener el comportamiento de las variables en toda la extensión de tiempo. Las regresiones presentaron problemas persistentes en los test de errores, con una mayor incidencia en los problemas de heterocedasticidad y normalidad. La autocorrelación solo presentó persistencia en los índices de diversas e industria; los mismos que también presentaron problemas de normalidad. En el índice bancario y en el índice servicios se logró corregir los problemas de errores. Por otro lado el test de causalidad de Granger aceptó la mayoría de las variables en todos los modelos, con excepción del modelo del índice agrícola.

Se trató de corregir lo mejor posible los problemas econométricos, para poder obtener los vectores de cointegración y así poder observar que variables cointegran en los vectores (solo para fines referenciales). Los índices de bancos, minería, servicios e IGBVL presentaron un comportamiento similar al de la primera sub-muestra; mientras que los índices: agrícola, diversas e industria se asemejaron más a la segunda sub-muestra. Esto demostró la pérdida de información que se tiene al no trabajar la data por sub-muestras, dado la existencia de una época de estrés financiero en algún periodo de la data (en este caso la crisis del 2008), lo cual genera una distorsión en el comportamiento de las variables.

CAPITULO V: CONCLUSIONES

- ✓ Se puede observar una fuerte dependencia, luego de la crisis, por parte de la serie de los mismos índices bursátiles sectoriales, para la corrección de sus desviaciones ante un shock; con la excepción del índice bursátil minero, el mismo que depende más de su sector de producción y el precio internacional del cobre para este mismo periodo.
- ✓ Luego de la crisis se observa que las variables micro (valor de libros-valor de mercado y precio-utilidad) solo tienen participación en la corrección de los errores en el índice bursátil agrícola, bancos y en el índice bursátil servicios. Estos índices poseen acciones que son un punto clave de diversificación en un portafolio de inversiones, dado que su rentabilidad no es tan alta, lo que indicaría que los inversores usan el valor real de estas acciones para poder acotar de mejor forma su riesgo.
- ✓ El precio internacional del cobre marca una pauta fuerte de corrección para la mayoría de índices bursátiles luego de la crisis.
- ✓ La producción real correspondiente para cada índice bursátil solo tiene un impacto significativo antes de la crisis financiera; los únicos índices que no cumplen con esto son el industrial y el minero.
- ✓ El hecho que los índices bursátiles y variables como el precio internacional del cobre (metal que se exporta en más volumen) tomen mayor implicancia para

corregir los shocks luego de una crisis, dan un alcance de que el riesgo podría estar recayendo más en la propia dinámica de la variable y en un metal de importancia productiva que en el riesgo sistemático de mercado en sí.

- ✓ Las variables macroeconómicas tomadas engloba en su mayoría lo que sería el comportamiento importante de la política económica de un país; es decir que la sensibilidad de estas variables están relacionadas de forma directa con las noticias que el BCRP anuncia cada cierto tiempo y aunque no tienen una fuerte participación luego de la crisis financiera, dan un alcance de cómo corrigen a largo plazo cada índice bursátil de forma más discreta.

- ✓ Si la data está expuesta en algún periodo de tiempo, dentro de la muestra, a un shock fuerte, para tener una mejor estimación de los efectos y comportamiento de las variables en los modelos, es importante evaluar la data por sub-periodos de tiempo.

- ✓ Se puede llegar a la validar, como forma alternativa al CAPM, el uso de este modelo y metodología para poder valorizar un portafolio de acciones en la BVL, dado que los resultados obtenidos, en cada sub-muestra, responden de forma coherente a los hechos, sin perder capacidad predictiva en algún punto de la serie.

BIBLIOGRAFÍA

- Amihud, Yakov Mendelson, Hain (1989) - “The Effects on Beta, Bid-Ask Spread, Residual Risk, and Size on Stock Returns”. *Journal of Finance*. Vol. XLIV. N° 02. June 1989. Pp.: 479-486.
- Chaigusin, Chirathamjaree y Clayden (2008) - “The Use of Neural Networks in the Prediction of the Stock Exchange of Thailand (SET) Index”. *Journal of Finance*.
- Chang, Yeung y Yip (2000) – “Methods to predict Stock Market Indexes”. *Journal of Finance*.
- Chung S. Kwona, Tai S. Shin (1999) - “Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns”. *Global finance Journal*.
- Eugene F. Fama y Kenneth R. French (1992) - “The Cross-Section of Expected Stock Returns”, en *Journal of Finance*, 47, 1992 pp.427-466.
- E. F. Fama y Kenneth R. French (1993) - “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”, en *Journal of Financial Economics*, 17, 1993, pp. 3-56.
- Grauer, Robert (1985) - “Beta in Linear Risk tolerance economies”. *Management Science*. Vol. 31. N° 11, November 1985. Pp.: 1390-1402.
- J. K. M. Kuwornu (2012) - “Effect of Macroeconomic Variables on the Ghanaian Stock Market Returns A Co-integration Analysis”. *Journal of Finance*.

- Lasfer, Melnik & Thomas (2003) – “Methods for Predicting Stock Indexes”. Journal of Finance.
- Massimo Guidolin and Allan Timmermann (2008) - “Size and Value Anomalies under Regime Shifts”. Journal of Finance.
- Samira Mansouri, Reza Tehrani & Hojatollah Ansari (2012) - “Momentum Returns in Tehran Stock Exchange The Influences of Size and Liquidity”. Canadian Center of Science and Education.
- SHARPE, William (1964) - “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk”. Journal of Finance, Sept. 1964. Pp.: 425-442.
- Soren Johansen (1988) - “Statistical analysis of cointegration vectors” - University of Copenhage DnK, -2100 Copenhagen, Denmark; Received September 1987, final version received January 1988.
- Radu Burlacu, Patrice Fontaine, Sonia Jimenez- Garces, Mark S. Seasholes (2010) - “Risk and the cross section of stock returns”. Global finance Journal.
- Ravi Bansal, Robert Dittmar and Dana Kiku (2009) - “Cointegration and Consumption Risks in Asset Returns”. Journal of Finance.
- William J. Breen and Robert A. Korajczyk (1995) – “On Selection Biases in Book-to-Market Based Tests of Asset Pricing Models”. Journal of Finance.

Lincografía

- Índices de mercado enero de 1999 a octubre del 2013.

<http://www.bvl.com.pe/>

(Extraída en Noviembre del 2013)

- Memorias del Banco Central de Reserva del Perú de enero de 1999 a octubre del 2013.

www.bcrp.gob.pe

(Extraída en Noviembre del 2013)

- Precio internacional del oro y plata de enero de 1999 a octubre del 2013.

<http://www.lbma.org.uk/>

(Extraída en Noviembre del 2013)

- Precio internacional del cobre de enero de 1999 a octubre del 2013.

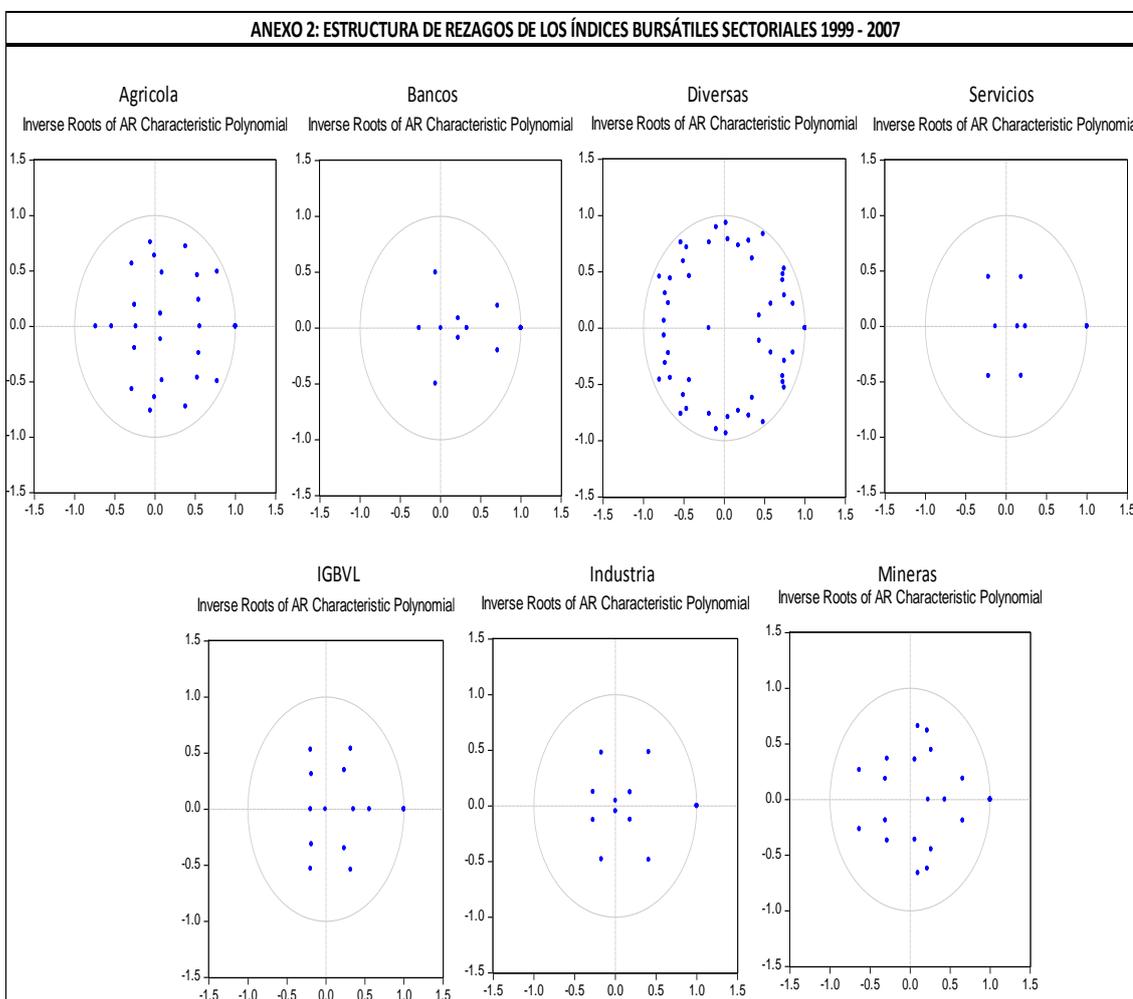
<http://finance.yahoo.com/>

(Extraída en Noviembre del 2013)

ANEXOS

ANEXO 1: PRUEBA DE RETARDOS ÓPTIMOS		
ÍNDICES BURSÁTILES SECTORIALES	Enero 1999 - Diciembre 2007	Enero 2007 - Octubre 2013
	N° Rezagos óptimos	N° Rezagos óptimos
Modelo Agrícola	2	2
Modelo Bancario	1	2
Modelo Diversas	1	2
Modelo IGBVL	2	2
Modelo Industrial	3	3
Modelo Minero	2	2
Modelo Servicios	1	2

Fuente: Elaboración propia.



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 3: PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER												
PERIODO	ÍNDICES BURSÁTILES SECTORIALES	Índice Sector Real*	BC	Cobre	Oro	Plata	FEP	IPC	SBP	TIP	MVML*	PU*
Enero 1999 - Diciembre 2007	Modelo Agrícola	•		•	•	•		•	•	•		
	Modelo Bancario	•		•	•	•			•		•	•
	Modelo Diversas	•		•		•			•		•	
	Modelo IGBVL			•		•					•	
	Modelo Industrial	•	•					•	•	•		•
	Modelo Minero	•			•	•	•	•				•
	Modelo Servicios						•		•			•
Enero 2007 - Octubre 2013	Modelo Agrícola	•		•	•	•		•	•	•	•	
	Modelo Bancario	•		•	•			•	•	•	•	•
	Modelo Diversas	•	•	•	•	•		•		•		
	Modelo IGBVL				•	•		•	•	•		
	Modelo Industrial	•		•	•	•		•			•	
	Modelo Minero	•		•				•	•		•	
	Modelo Servicios				•	•		•	•	•	•	

* Esta variables son puesta específicamente para cada índice bursatil explicado.

Fuente: Elaboración Propia.

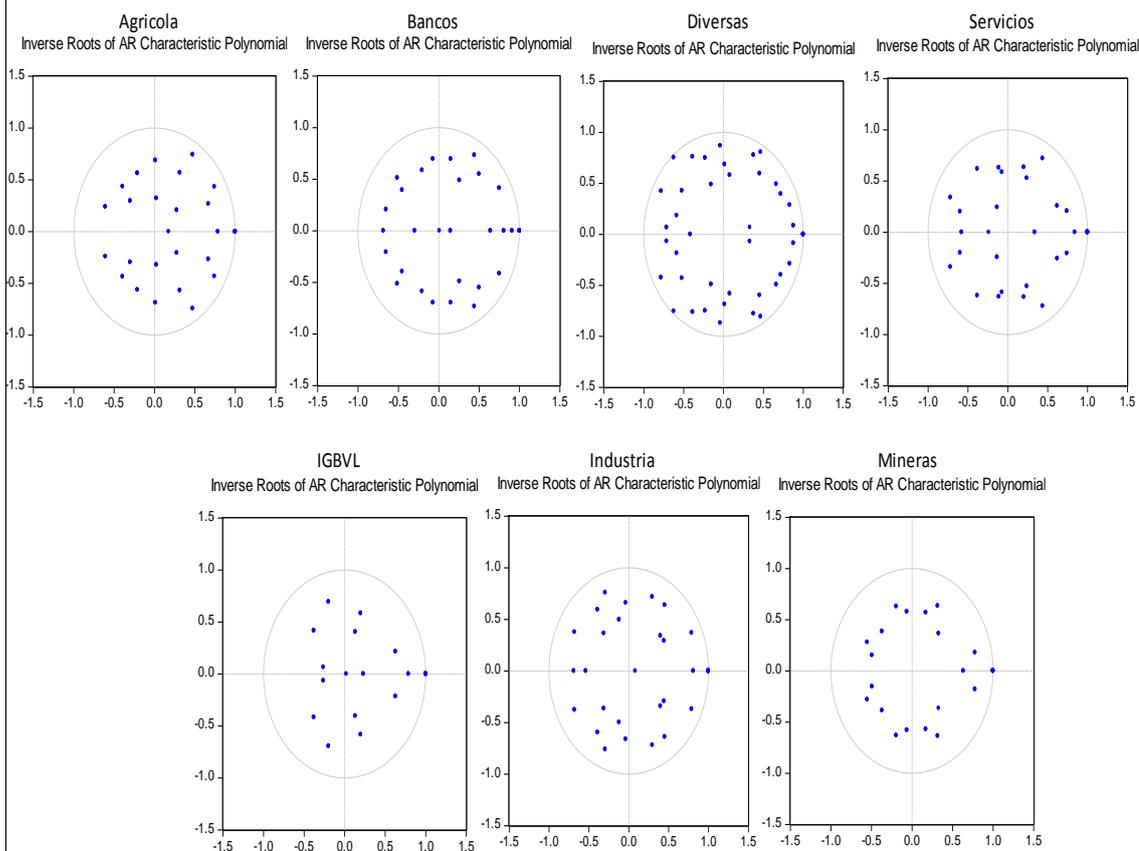
ANEXO 4: TEST DE ERRORES						
ÍNDICES BURSÁTILES SECTORIALES	Enero 1999 - Diciembre 2007			Enero 1999 - Diciembre 2007		
	Normalidad	Autocorrelación	Heterocedasticidad	Normalidad	Autocorrelación	Heterocedasticidad
	Prob. > 0.05	Prob. > 0.05	Prob. > 0.05	Prob. > 0.05	Prob. > 0.05	Prob. > 0.05
Modelo Agrícola	0.0764	0.5075	0.1729	0.7477	0.6758	0.2499
Modelo Bancario	0.4374	0.1416	0.9973	0.0617	0.6904	0.2315
Modelo Diversas	0.0579	0.3478	0.7909	0.6192	0.5605	0.9727
Modelo IGBVL	0.0860	0.6485	0.1322	0.1248	0.9008	0.3420
Modelo Industrial	0.3876	0.9451	0.9913	0.6482	0.5887	0.4028
Modelo Minero	0.3819	0.6654	0.6785	0.2527	0.3896	0.5435
Modelo Servicios	0.2554	0.1897	0.8246	0.3195	0.3068	0.5357

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 5: TEST DE COINTEGRACIÓN							
PERIODO	ÍNDICES BURSÁTILES SECTORIALES	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	N° Vectores de cointegración
Enero 1999 - Diciembre 2007	Modelo Agrícola					•	2
	Modelo Bancario					•	2
	Modelo Diversas					•	2
	Modelo IGBVL					•	2
	Modelo Industrial					•	2
	Modelo Minero			•			2
	Modelo Servicios					•	2
Enero 2007 - Octubre 2013	Modelo Agrícola				•		3
	Modelo Bancario				•		1
	Modelo Diversas					•	3
	Modelo IGBVL					•	1
	Modelo Industrial				•		2
	Modelo Minero				•		2
Modelo Servicios					•	1	

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO6: ESTRUCTURA DE REZAGOS DE LOS ÍNDICES BURSÁTILES SECTORIALES 2007 - 2013



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 7: VECTORES DE COINTEGRACIÓN

Correction coefficient
T-statistics in []

	Error Correction:	D(AGRICOLA)	D(AGRARIO)	D(COBRE)	D(IPC)	D(ORO)	D(PLATA)	D(SBP)	D(TIP)
		AGRICOLA 1999-2007	CointEq1	-0.161269 [-3.92560]	0.091691 [2.62901]	-0.011588 [-0.55150]	-0.002979 [-2.63863]	0.007898 [0.60011]	-0.059373 [-3.32991]
	CointEq2	-0.08023 [-1.50312]	-0.227203 [-5.01402]	-0.075396 [-2.76186]	-0.001588 [-1.08276]	0.018709 [1.09413]	0.000674 [0.02910]	-0.015581 [-2.00161]	0.015270 [1.37442]

	Error Correction:	D(AGRICOLA)	D(AGRARIO)	D(COBRE)	D(IPC)	D(MMML)	D(ORO)	D(PLATA)	D(SBP)	D(TIP)
		AGRICOLA 2007-2013	CointEq1	-0.28503 [-3.85649]	-0.042745 [-1.00780]	0.005538 [0.15084]	0.002987 [1.73905]	-0.320513 [-3.56006]	0.038255 [1.48398]	-0.041573 [-0.86352]
	CointEq2	0.509674 [2.34362]	-0.127206 [-1.01926]	-0.202716 [-1.87656]	-0.005751 [-1.13786]	0.841804 [3.17773]	-0.08696 [-1.14645]	0.022083 [0.15589]	-0.027474 [-0.86992]	-0.040609 [-0.68901]
	CointEq3	-0.507697 [-3.79888]	-0.467843 [-6.10007]	-0.209623 [-3.15770]	0.003920 [1.26212]	-0.794409 [-4.87985]	0.076552 [1.64229]	-0.060752 [-0.69787]	0.040819 [2.10317]	0.015562 [0.42965]

	Error Correction:	D(BANCOS)	D(COBRE)	D(CREDITO)	D(MMML)	D(ORO)	D(PLATA)	D(PU)	D(SBP)
		BANCOS 1999-2007	CointEq1	-0.069515 [-1.53051]	0.030998 [0.76675]	-0.014481 [-1.54448]	0.061775 [1.00158]	0.086997 [3.97775]	0.141787 [4.15446]
	CointEq2	-0.118975 [-2.13799]	-0.040264 [-0.81288]	-0.00294 [-0.25593]	-0.169667 [-2.24526]	0.024322 [0.90769]	0.177449 [4.24374]	0.016606 [0.18021]	0.032937 [2.25445]

	Error Correction:	D(BANCOS)	D(COBRE)	D(CREDITO)	D(IPC)	D(MMML)	D(ORO)	D(PU)	D(SBP)	D(TIP)
		BANCOS 2007-2013	CointEq1	-0.095546 [-3.88739]	-0.026392 [-0.92219]	0.005143 [0.94720]	0.000684 [0.56434]	-0.131715 [-3.03879]	-0.006916 [-0.36274]	-0.110386 [-3.16078]

DIVERSAS 1999-2007	Error Correction:	D(DIVERSAS)	D(COBRE)	D(DOTROS)	D(PLATA)	D(SBP)	D(MML)
	CointEq1	-0.16353	-0.061762	-0.08161	0.066605	-0.002272	-0.04433
	[-3.87994]	[-2.11034]	[-2.23662]	[2.58538]	[-0.22978]	[-0.84795]	
CointEq2	-0.244141	-0.092692	-0.126207	0.099383	-0.003391	-0.065775	
	[-3.87087]	[-2.11648]	[-2.31138]	[2.57792]	[-0.22919]	[-0.84075]	

DIVERSAS 2007-2013	Error Correction:	D(DIVERSAS)	D(IPC)	D(ORO)	D(DOTROS)	D(PLATA)	D(COBRE)	D(TIP)	D(BC)
	CointEq1	-0.780842	0.001912	0.148555	-0.236611	0.542862	0.289361	0.076853	-4.231443
	[-5.27932]	[0.24571]	[1.13173]	[-1.10108]	[2.40802]	[1.87678]	[0.79509]	[-0.74643]	
CointEq2	-9.975458	0.076254	1.025323	-3.204305	3.794791	0.962442	1.077775	-31.1341	
	[-6.04728]	[0.87852]	[0.70037]	[-1.33700]	[1.50928]	[0.55971]	[0.99976]	[-0.49244]	
CointEq3	0.994132	-0.007072	-0.107523	0.342580	-0.392048	-0.111946	-0.109566	3.250688	
	[6.01905]	[-0.81376]	[-0.73354]	[1.42763]	[-1.55732]	[-0.65021]	[-1.01508]	[0.51351]	

IGBVL 1999-2007	Error Correction:	D(IGVL)	D(COBRE)	D(MML)	D(PLATA)
	CointEq1	-0.123354	-0.079524	0.162741	0.053576
	[-2.44328]	[-1.59693]	[2.65026]	[1.19415]	
CointEq2	-0.157577	-0.125997	-0.154169	-0.01036	
	[-4.30371]	[-3.48882]	[-3.46192]	[-0.31840]	

IGBVL 2007-2013	Error Correction:	D(IGBVL)	D(IPC)	D(PLATA)	D(ORO)	D(TIP)	D(SBP)
	CointEq1	-0.456195	-0.001372	-0.057123	0.030334	-0.015456	0.030189
	[-6.26033]	[-0.44852]	[-0.64449]	[0.75686]	[-0.44132]	[1.82303]	

INDUSTRIA 1999-2007	Error Correction:	D(INDUSTRIA)	D(BC)	D(IPC)	D(MANUFACTURA)	D(PU)	D(SBP)	D(TIP)
	CointEq1	-0.027341	0.313558	0.003131	0.121680	-0.415222	-0.002394	0.023637
	[-0.82080]	[0.22244]	[1.66630]	[5.98722]	[-3.87858]	[-0.22902]	[1.33721]	
CointEq2	0.000496	-0.069138	0.000136	-0.011653	-0.018322	-5.18E-05	0.001066	
	[0.20121]	[-0.66222]	[0.98056]	[-7.74134]	[-2.31074]	[-0.06693]	[0.81422]	

INDUSTRIA 2007-2013	Error Correction:	D(INDUSTRIA)	D(COBRE)	D(IPC)	D(MANOFAC)	D(MML)	D(ORO)	D(PLATA)
	CointEq1	0.053131	0.028801	0.002837	-0.056335	0.030463	0.025384	0.062274
	[2.90394]	[1.45418]	[3.05306]	[-4.12198]	[0.56370]	[1.58272]	[2.07825]	
CointEq2	-0.486592	-0.30934	0.003254	0.220160	-0.133383	0.106694	-0.100778	
	[-5.88917]	[-3.45855]	[0.77541]	[3.56712]	[-0.54655]	[1.47308]	[-0.74474]	

MINERIA 1999-2007	Error Correction:	D(MINERIA)	D(COBRE)	D(FEP)	D(IPC)	D(MINERIA)	D(ORO)	D(PLATA)	D(PU)
	CointEq1	-0.060011	-0.01239	6.286877	0.000969	-0.023153	-0.00708	0.019590	-0.170577
	[-3.00556]	[-0.69228]	[1.88934]	[1.14088]	[-1.65253]	[-0.64877]	[1.20275]	[-2.47061]	
CointEq2	-0.227666	-0.088566	-6.571008	0.006640	-0.078075	-0.038071	0.009757	-0.592155	
	[-3.58658]	[-1.55650]	[-1.60745]	[2.46016]	[-1.75283]	[-1.09729]	[0.18842]	[-2.69779]	

MINERIA 2007-2013	Error Correction:	D(MINERIA)	D(COBRE)	D(IPC)	D(MINERIA)	D(MML)	D(SBP)
	CointEq1	-0.091545	-0.004904	-0.001937	-0.120737	-0.030495	0.017574
	[-1.80692]	[-0.12605]	[-1.30417]	[-4.85205]	[-0.42223]	[1.62987]	
CointEq2	-0.184867	-0.225719	0.013537	0.206609	-0.093119	0.008153	
	[-1.77675]	[-2.82529]	[4.43818]	[4.04298]	[-0.62782]	[0.36816]	

SERVICIOS 1999-2007	Error Correction:	D(SERVICIOS)	D(PU)	D(FEP)	D(SBP)
	CointEq1	-0.024183	-0.03485	3.384250	0.045867
	[-0.77052]	[-0.77498]	[1.14628]	[4.65713]	
CointEq2	0.013807	0.021397	0.705962	-0.036921	
	[0.53361]	[0.57716]	[0.29005]	[-4.54724]	

SERVICIOS 2007-2013	Error Correction:	D(SERVICIOS)	D(IPC)	D(MML)	D(ORO)	D(PLATA)	D(SBP)	D(TIP)
	CointEq1	-0.525908	0.005035	-0.710061	-0.194764	-0.409128	0.072321	-0.025233
	[-6.03270]	[0.72920]	[-5.65942]	[-1.86795]	[-2.08743]	[1.72091]	[-0.32949]	

Fuente: Elaboración propia.