

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES



PONTIFICIA
**UNIVERSIDAD
CATÓLICA**
DEL PERÚ

**El riesgo sistemático de la banca: Una aplicación del CAPM a la
rentabilidad de la banca peruana**

TESIS PARA OPTAR EL TÍTULO DE LICENCIADA EN ECONOMÍA

AUTOR

Karem Alexandra Peña Ruiz

ASESOR

Paul Laru Collazos Tamariz

Agosto, 2018

Resumen

La presente investigación busca analizar la proporción en que los cambios en el mercado afectan el retorno de los bancos peruanos los últimos años, con el objetivo de contribuir a la comprensión y establecimiento de nuevas estrategias que han permitido que los bancos peruanos logren altas tasas de rentabilidad, tomando en cuenta el panorama del mercado de capitales. Para ello, se propone una metodología de series de tiempo en su expresión clásica, y luego un sistema de ecuaciones simultáneas.

En la primera parte, los resultados del CAPM se estiman considerando dos especificaciones econométricas, la de Sharpe-Lintner y la de Black; ambas por Mínimos Cuadrados Ordinarios, utilizando, por un lado, las series históricas de los precios de las acciones de los cuatro principales bancos peruanos, de los retornos de los bonos soberanos peruanos a 10 años y el índice General de la Bolsa de Valores de Lima; y, por otro lado, las series históricas de los bonos del tesoro americano a 10 años y los índices MSCI Global y MSCI Mercados Emergentes. En la segunda parte se aplica el sistema de ecuaciones simultáneas bajo el método de estimación SUR o regresiones aparentemente no relacionadas.

En general, el presente estudio encuentra que los bancos peruanos tienen un beta menor a la unidad para los últimos 20 años, utilizando estimadores eficientes y consistentes con las series históricas disponibles para la aplicación del CAPM.

*A mi familia, especialmente a mi papá y
a mi abuelito José.*





Agradezco a Dios y a mis padres Olenka y José Antonio por nunca dejar de creer en mí y por darme la oportunidad de estudiar en la mejor universidad del país. Agradezco también a mi asesor, amigo y mentor Paul Collazos por la motivación, paciencia y el constante apoyo brindado en los dos seminarios de tesis.

INDICE

1. INTRODUCCIÓN	1
2. REVISIÓN DE LITERATURA PREVIA	1
2.1 MARCO TEÓRICO.....	1
2.2 MARCO EMPÍRICO	4
3. MODELO ECONÓMÉRICO	16
3.1 DESCRIPCIÓN METODOLÓGICA Y DATOS.....	16
3.1.1 <i>Métodos para calcular la variable endógena: retornos de los activos específicos</i>	17
3.1.2 <i>Definición de la variable exógena: retornos del mercado</i>	20
3.1.3 <i>Descripción de las variables y los datos</i>	22
3.2 ESPECIFICACIÓN ECONÓMÉRICA SHARPE-LITNER	26
3.2.1 <i>Las regresiones</i>	27
3.3 ESPECIFICACIÓN ECONÓMÉRICA DE BLACK	36
2.3.1 <i>Las regresiones</i>	36
3.4 ESPECIFICACIÓN ECONÓMÉRICA CON SISTEMA DE ECUACIONES SIMULTÁNEAS A LA BLACK.....	43
3.5 ALGUNAS LIMITACIONES	46
4. CONCLUSIONES	48
BIBLIOGRAFÍA	52
ANEXOS	54
ANEXO 1: HISTÓRICO DE COTIZACIONES DE INTERBANK 2008-2009	55
ANEXO 2: TEST DFA DE LAS SERIES HISTÓRICAS PARA VERSIÓN SHARPE	56
ANEXO 3: TEST DFA DE LOS ERRORES DE LA ESPECIFICACIÓN DE SHARPE .	62
ANEXO 4: TEST DFA DE LAS SERIES HISTÓRICAS PARA VERSIÓN BLACK	65
ANEXO 5: TEST DFA DE LOS ERRORES DE LA ESPECIFICACIÓN DE BLACK	67

1. INTRODUCCIÓN

El CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) es un modelo planteado por William Sharpe y John Lintner en 1964, y ha sido aplicado a temas como el costo de capital (CoK), valorización de empresas, estimación del WACC y predicción de retornos futuros de los activos de las empresas. Además, ha sido enfocado en la rentabilidad de los bancos a nivel mundial, particularmente para bancos norteamericanos, europeos y africanos, hallándose como un patrón común que en economías desarrolladas los betas tienden a ser mayores a la unidad y que betas menores a uno son frecuentes en economías en desarrollo para los últimos años (desde 2009 en adelante), durante las épocas de post-crisis o de recesión. Por lo tanto, en el caso peruano se esperaría que el beta de los principales bancos sea menor a la unidad.

La interpretación del beta del CAPM se relaciona con la prima de riesgo de mercado, es decir, un beta mayor a uno significa que cambios en el mercado afectan más que proporcionalmente los retornos del banco y, por el contrario, un

beta menor a uno significa que cambios en el mercado afectan en menor proporción los retornos del banco. El presente estudio encuentra que los bancos peruanos tienen un beta menor a la unidad para los últimos 20 años. Para estimar los resultados del CAPM se consideran dos especificaciones econométricas, la de Sharpe-Lintner y la de Black. Ambas se estiman por Mínimos Cuadrados Ordinarios utilizando, por un lado, las series históricas de los precios de las acciones de los cuatro principales bancos peruanos, de los retornos de los bonos soberanos peruanos a 10 años y el índice General de la Bolsa de Valores de Lima; y, por otro lado, las series históricas de los bonos del tesoro americano a 10 años y los índices MSCI Global y MSCI Mercados Emergentes.

Los estudios que trabajan sobre aplicaciones de modelos de valoración de activos tienen una triple función. En primer lugar, son un insumo importante para la gestión bancaria en las decisiones de incrementos de capital y en decisiones de inversión. Pues, sirven como guía para establecer la estructura de capital con la que contará el banco el siguiente periodo; y a su vez sirve como una tasa piso según la cual invertirán en proyectos cuya rentabilidad supere su costo de capital estimado. En segundo lugar, para los inversores, al conocer el comportamiento de la rentabilidad en la realidad, permite una mejor toma de decisiones al momento de realizar la valoración de activos de la empresa y para construir sus portafolios de inversión. Y, finalmente, son un indicador aproximado

para los reguladores, que permite identificar en cierta medida cuáles son los bancos más afectados ante un mismo escenario (las fluctuaciones del mercado de capitales). Todo esto es relevante puesto que los bancos son el pilar del sistema financiero de una economía emergente como la peruana, ya que constituyen la principal fuente de financiamiento para empresas y hogares.

Por otro lado, a la fecha, en Perú no se ha considerado un análisis exhaustivo del retorno de las acciones de los bancos ni del impacto significativo que, como veremos en esta investigación, tiene la prima de riesgo del mercado de capitales sobre el retorno adicional que requieren los inversores al poseer activos riesgosos en lugar de activos libres de riesgo. En este sentido, el objetivo del presente estudio es contribuir a la comprensión y establecimiento de nuevas estrategias que han permitido que los bancos peruanos logren altas tasas de rentabilidad, tomando en cuenta el panorama del mercado de capitales. Para ello, el presente documento se divide en cuatro secciones. La primera sección presenta una breve introducción al tema del presente estudio, así como sus objetivos, la hipótesis que se busca defender y los resultados generales del mismo. La segunda sección presenta una revisión de la literatura teórica que describe detalladamente el CAPM así como una revisión de la literatura empírica previa que ha trabajado estos temas. La tercera sección presenta la metodología aplicada para evaluar los bancos peruanos usando el CAPM, una descripción de los datos recopilados y sus fuentes; y, además, las dos especificaciones

económicas del CAPM que se han tomado en cuenta, cada una de ellas con sus respectivos resultados. Finalmente, la cuarta sección aborda las conclusiones del presente estudio.



2. REVISIÓN DE LITERATURA PREVIA

Este primer capítulo consta de dos secciones: la primera sección describe brevemente el modelo de valoración de activos o CAPM, presentando sus elementos y explicando la interpretación a partir de sus bases teóricas; mientras que la segunda sección comenta la literatura empírica revisada, tanto a nivel nacional como internacional, para el caso de aplicación del CAPM a bancos.

2.1 MARCO TEÓRICO

El modelo de valoración de activos o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) fue planteado por William Sharpe y John Lintner en 1964, tomando como base las investigaciones realizadas previamente por la Teoría del Portafolio o de la Diversificación de Harry Markowitz, publicada en 1952. A partir de ella, Sharpe y Lintner demostraron que si los inversionistas tienen expectativas homogéneas y mantienen portafolios eficientes según el enfoque media-varianza, en ausencia de fricciones de mercado, entonces el portafolio de toda la riqueza invertida llamado portafolio de mercado, es un portafolio eficiente en sí mismo (Campbell,

Lo, & MacKinlay, 1997). En este sentido, el CAPM implica que la rentabilidad esperada de un activo debe estar linealmente relacionada a la covarianza de su propia rentabilidad con el retorno del portafolio de mercado. En general, el modelo básico del CAPM explica la relación entre la prima de riesgo de un activo financiero y la prima de riesgo del mercado.

Formalmente, el CAPM asume la existencia de dos tipos de activos: activos riesgosos, es decir activos cuya rentabilidad es alta y tienen una varianza considerable; y un activo libre de riesgo, el cual tiene rentabilidad muy baja y varianza muy cercana o igual a cero. Los agentes económicos arman su portafolio haciendo combinaciones entre ambos tipos de activos sobre la base de la rentabilidad y el riesgo del portafolio. Matemáticamente, la relación entre rentabilidad y riesgo que modela el CAPM está dada por:

$$r_j = r_f + \left[\frac{\text{cov}(\hat{r}_j, \hat{r}_m)}{\text{var}(\hat{r}_m)} \right] [r_m - r_f]$$

La cual es equivalente a:

$$[r_j - r_f] = \beta [r_m - r_f]$$

Donde,

r_j es la tasa de retorno de un activo riesgoso específico

r_f es la tasa de retorno del activo libre de riesgo

r_m es la tasa de retorno del mercado

$r_j - r_f$ es la prima de riesgo de un activo riesgoso específico

$r_m - r_f$ es la prima de riesgo del mercado

β es el ratio entre la covarianza de las tasas de retorno del activo riesgoso y el mercado, y la varianza de todo el mercado.

Específicamente, el CAPM es una teoría de equilibrio eficiente que cuantifica el *trade-off* entre riesgo y rentabilidad esperada utilizando un único factor de riesgo conocido como el retorno de todo el mercado de capitales (Campbell, Lo, & MacKinlay, 1997). El planteamiento presentado denota cuánto extra debe pedir un inversionista a un activo para que lo compense por el riesgo que está tomando al invertir en ese activo y no en otro. En conclusión, el CAPM asume que todos los individuos que invierten o que operan en el mercado, lo hacen a lo largo de la recta de Sharpe¹, donde todos son eficientes ya que están haciendo uso de toda la información disponible públicamente, por lo cual se asume que el mercado está en equilibrio.

¹ La recta de Sharpe está formada por todas las posibles combinaciones eficientes entre el activo libre de riesgo y los activos riesgosos.

2.2 MARCO EMPÍRICO

La sección de marco empírico se enfoca en estudios realizados para el CAPM y su aplicación en distintos bancos a nivel mundial. El propósito de esta sección es conocer la forma en que actúa el riesgo propio de las acciones de los bancos ante una variación en el riesgo del mercado, de modo que a partir de esto se pueda tener una idea acerca de lo que debería ocurrir en el caso peruano al aplicar el CAPM para los bancos.

Zimmer & McCauley (1991) evalúan cómo es que los costos de capital podrían haber contribuido a la decadente competitividad de los bancos estadounidenses. Para determinar si estos bancos efectivamente están operando en desventaja a comparación de los bancos comerciales en otros países, buscan comparar los distintos costos de capital que enfrentan 34 bancos comerciales en seis diferentes países. Los resultados del estudio muestran que los bancos japoneses disfrutaban de un costo de capital bastante bajo mientras que, los bancos alemanes y suizos enfrentan un costo más moderado y que, por el contrario, tanto los bancos británicos como canadienses y estadounidenses enfrentan un costo de capital elevado.

Este es uno de los primeros estudios que, en promedio, para el periodo de análisis, calcula betas mayores a la unidad en el caso de bancos estadounidenses, alemanes y británicos; mientras que los bancos japoneses

computan un beta de 0.92 habiendo alcanzado un beta mayor a la unidad (beta=1.40) solo para el año 1987. Para el caso de bancos estadounidenses y británicos, el riesgo sistemático disminuye notoriamente para el año 1988 con cifras de 0.92 y 0.67 respectivamente, pero alcanza su nivel más alto en 1990 con 1.52 para bancos estadounidenses, 1.20 para bancos británicos y 0.82 para bancos japoneses. Estos resultados se explican porque los retornos de las acciones de los bancos estadounidenses, japoneses, alemanes y británicos tienden a coincidir con los retornos del índice S&P 500, Nikkei, Commerzbank y el índice del Financial Times respectivamente.

Particularmente, las acciones de bancos estadounidenses son un poco más riesgosas que el mercado de valores en general para 1990, año en el cual Estados Unidos entró en recesión. De hecho, según el estudio, los precios de las acciones bancarias dramatizaron el movimiento del promedio general del precio de las acciones cotizadas en bolsa para fines de ese mismo año. Por el contrario, en 1986, un año de recesión para la economía japonesa, las acciones bancarias de los bancos japoneses son menos riesgosas que el mercado. Este contraste entre países es consistente con el hecho de que los bancos extranjeros presentan una mayor caída en la volatilidad de sus ganancias como resultado de sólidas redes de seguridad oficiales. De esta forma se infiere que, en promedio, los bancos analizados con excepción de los japoneses, tienden a variar de forma más abrupta que el mercado cuando este último sube o baja.

Brunner, Eades, Harris, & Higgins (1998) presentan evidencia sobre la forma en que compañías financieras y analistas, estiman los costos de capital. Sostienen que el área de mayor desacuerdo ha sido en la implementación del CAPM en detalles relacionados a la elección de la tasa de retorno del activo libre de riesgo, los betas estimados y la prima de riesgo específica del capital². De esta forma, obtienen tres betas distintos según el método utilizado para definir la variable exógena de su estimación³. Los betas estimados varían de 1.18 a 1.24 y 1.02. Estos resultados indican que la sensibilidad de los bancos a los movimientos del mercado es bastante alta y siempre mayor que uno para el caso de los bancos que cotizan en NYSE (*New York Stock Exchange*). Incluso, al cambiar el método de implementación del CAPM los resultados no distan mucho de los obtenidos inicialmente (1.78, 1.65 y 1.06 respectivamente). Todo ello se refuerza cuando los autores resaltan que, en la práctica, el CAPM es el modelo favorito para estimar el costo del capital.

Siguiendo las conclusiones previas, entre los estudios más relevantes, Green, Lopez & Wang (2003) también estiman betas mayores a la unidad. Principalmente, lo que buscan los autores es mostrar que la metodología que usa la FED conocida como PSAF (*Private Sector Adjustment Factor*) tiene como

² De hecho, el estudio encuentra que la tasa de retorno del activo libre de riesgo que se elija influye significativamente en la estimación del costo del capital.

³ Los resultados estimados varían según el índice que se utilice para obtener la tasa de retorno del mercado. Particularmente, el método para calcular la variable exógena se explica en la Sección de Metodología más adelante.

insumo principal al costo del capital⁴, el cual es calculado, a partir del 2002, como el promedio ponderado de tres métodos para estimar las variables endógenas que se utilizan en el CAPM. Según el estudio, se obtienen betas⁵ muy cercanos a 1 entre el periodo de 1981-1990 y aumentan de forma considerable hasta el año 1998 alcanzando 1.32. Tal y como ocurrió en el estudio previo, el factor de riesgo de mercado es alto y por tanto los bancos en cuestión enfrentan variaciones mayores a los movimientos del mercado.

Por otro lado, Bartholdy & Peare (2005) comparan el desempeño del CAPM y del TFPM para el capital individual de las empresas que cotizan en NYSE (*New York Stock Exchange*). Utilizando datos mensuales para 5 años estiman los betas para cada modelo por MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios), con lo cual obtienen un beta promedio de 0.08 y de 0.07 según el índice que se use como proxy del retorno del mercado⁶. Los autores encuentran que ambos modelos explican muy poco la diferencia en las rentabilidades de las acciones de las empresas seleccionadas, pues mientras que el CAPM la explica en

⁴ Del mismo modo, Barnes & Lopez (2006) examinan diversos costos del capital para la FED estimados según el CAPM y los comparan usando criterios económicos y evidencia empírica. Estos últimos encuentran que el costo del capital puede estimarse sin ningún problema con el modelo estándar de un solo factor y, de hecho, no encuentran argumentos convincentes en la evidencia empírica para incluir elementos adicionales (como el apalancamiento de una empresa) a este modelo.

⁵ Para presentar los betas del sector bancario en general, se realiza una ponderación según el peso de cada banco (*value-weighted*) en el sector bancario estadounidense.

⁶ Para el primer caso utilizan el índice de la economía y para el segundo beta estimado utilizan el índice CRSP *equally weighted*.

promedio un 3% con índices ponderados igualmente, el TFPM la explica en un 5% independientemente de los índices utilizados.

Ahora bien, quizás King (2009) es uno de los pocos autores que se ha enfocado específicamente en calcular y presentar los datos de cada uno de los elementos del CAPM tomando como referencia algunos de los estudios mencionados previamente. Lo que busca es estimar el costo del capital ajustado por la inflación usando el CAPM para los bancos en 6 países diferentes para el periodo de 1990-2009. Sus resultados muestran que la contribución de la prima de riesgo del sector bancario al costo del capital ha incrementado y que el riesgo sistemático que enfrentan los bancos en diversos países varía según la coyuntura mundial⁷. Para el periodo comprendido entre el 2006 y el año 2009, esta prima representó dos tercios del costo del capital estimado para bancos canadienses, franceses y británicos y, aproximadamente tres cuartos para el caso de EE.UU y Alemania; resaltando el caso de Japón para el cual representó un 90% del estimado para sus bancos.

En general, para casi todos los países, los betas cayeron algunos puntos entre 1990 y 2009. Canadá comenzó el periodo con un factor del riesgo de mercado de 1.0 que cayó a 0.6 y se mantuvo; Francia y Reino Unido tuvieron el

⁷ Cabe resaltar que una limitación importante del estudio de King es la fuerte varianza que muestran las estimaciones a lo largo de los bancos, lo cual exhibe la dificultad de estimar la rentabilidad esperada usando el CAPM.

mismo inicio pero su beta cayó a 0.8 y 0.7 respectivamente, Alemania y Estados Unidos iniciaron con 0.9 y 1.1 disminuyendo su factor a 0.7 y 0.8 los siguientes dos periodos. El caso excepcional es Japón, que aumentó su sensibilidad al riesgo de mercado durante el periodo evaluado pasando de 0.9 a 1.1 a finales del 2009. Sin embargo, si se observa la evolución de los betas por trimestres para el periodo en que se desarrolló la Crisis Financiera, los resultados varían. King sostiene que si bien ha disminuido la sensibilidad de las acciones de los bancos al riesgo de mercado a través del tiempo, los betas de los bancos han comenzado a subir desde el inicio de la crisis manteniéndose por encima de 0.5 pero por debajo de la unidad, salvo el caso de Japón. El documento explica que la caída en la tasa libre de riesgo fue contrarrestada por el aumento de la prima de riesgo del sector bancario y, que esta prima aumentó a su vez a causa de un beta mayor. Finalmente, el autor concluye que sin lugar a dudas, la prima de riesgo específica es fundamental para comprender los cambios en el costo del capital.

En la misma línea de los hallazgos de King se encuentra el estudio realizado por Thiripalraju & Acharya (2011) para los bancos indios pero con resultados significativamente distintos. En este caso, los autores estiman el costo del capital para 19 bancos que cotizan en la BSE, de los cuales 8 son bancos públicos, 5 son bancos privados creados recientemente y los 6 bancos restantes conformados por los bancos privados antiguos. Para ello utiliza el CAPM y evalúa el periodo pre-crisis del 2004 al 2009. En general, el estudio muestra evidencia

que el costo del capital ha crecido para la mayoría de bancos, registrándose un alto costo para el 2008 y una caída marginal para el 2009. De sus resultados principales encuentran que el beta estimado y la prima de riesgo específica del banco son menores para los bancos privados antiguos en comparación con los nuevos y con los bancos públicos.

Particularmente, los betas de los bancos del sector público se caracterizan por encontrarse alrededor de 1.11 y por haberse incrementado hacia el 2008 pero con una ligera caída para el 2009. Por su parte, la sensibilidad de los bancos privados nuevos es fuerte (betas mayores a uno) y se ha intensificado para el año 2009, a diferencia de los bancos privados antiguos que históricamente tuvieron betas menores pero cercanos a uno y que a pesar de haberse incrementado para el 2009, no han superado el riesgo del resto del mercado. Finalmente, los autores sostienen que el aumento en la prima de riesgo de los bancos está asociado principalmente al incremento del rendimiento del activo libre de riesgo y parcialmente debido al aumento en la sensibilidad de la rentabilidad del capital bancario al riesgo de mercado.

Por otro lado, se encuentran aplicaciones del CAPM para el sector bancario realizadas por Liang & Wu (2012) que estiman el costo de las acciones de los bancos estadounidenses con datos diarios, tanto a nivel individual y agregado para el sector bancario de EE.UU. Para ello, utilizan el modelo tradicional de un solo factor para valoración de activos (CAPM) y el modelo

extendido de tres factores (TFPM). La propuesta de estos autores es interesante, pues sus resultados muestran que la industria bancaria es más riesgosa que el promedio del mercado dado que obtienen un beta estimado de 1.04 para el sector bancario, lo que indica que los bancos estadounidenses tienden a obtener mayores rendimientos que las industrias restantes que cotizan en bolsa pero que sufren de mayor volatilidad que estas últimas.

En particular, el análisis realizado por sub periodos tiene una tendencia: el beta del sector bancario tiende a disminuir considerablemente para el segundo periodo pasando de 1.06 a inicios de 1987 a un beta de 0.71 para fines de 2005, que continúa cayendo hasta 0.68 en el periodo 2006-2008 y salta a su pico de 1.54 en el periodo de 2009-2011. Esta trayectoria particular, tal y como explica el documento, se debería a la crisis post quiebra de Lehman Brothers en setiembre de 2008 así como a la débil economía mundial de los años siguientes sostenida por la crisis europea de deuda soberana, lo cual se traduce en alto riesgo y volatilidad del precio de las acciones capturado en el beta del último sub periodo evaluado⁸. Finalmente, si bien los autores realizan estimaciones según el CAPM y el TFPM, concluyen que el factor principal para los cambios en la prima de riesgo del sector bancario es la sensibilidad del sector bancario a la prima de riesgo del mercado capturada en el beta del CAPM.

⁸ Para conocer los betas estimados para todo el periodo de análisis específicos de cada banco, revisar la tabla 6 del estudio de Liang & Wu (2012).

Basado en los estudios anteriormente mencionados, se encuentra una aplicación del CAPM realizada por Perera (2013) para los bancos en Sri Lanka. La idea subyacente es la misma que se ha explicado hasta el momento: los bancos enfrentan un riesgo mayor al del mercado (es decir, betas mayores a la unidad). En este caso, se analizan los bancos registrados en la CSE (*Colombo Stock Exchange*) a partir de datos mensuales durante el periodo 2003-2012. De manera general se encuentra que el costo del capital decae constantemente desde el 2007 hasta el 2012 con un pico inicial de 3.28% y un piso final de 0.62%. Adicionalmente, el estudio muestra que la prima de riesgo del sector bancario es negativa durante el periodo evaluado, lo cual confirma su relación con el costo del capital estimado. De hecho, el fondo de esta explicación yace en el beta calculado para los bancos de Sri Lanka. En promedio, se observan betas crecientes para el sector bancario con cifras de 0.87, 1.07 y 1.10 para los años 2007, 2010 y 2012 respectivamente. El autor argumenta que probablemente esta tendencia creciente se deba a la Crisis Subprime.

Otra aplicación del CAPM se observa en Arakelyan & Karapetyan (2014), quienes estiman el costo de capital para los bancos europeos para el periodo de enero 1998 – octubre 2013. En este caso, el beta promedio al dividir la muestra de bancos en 3 partes muestra valores bastante menores a la unidad para el tercio inferior y medio (0.12 y 0.52 respectivamente), mientras que solo para el tercio superior el beta es de 1.16. Asimismo, sus resultados muestran que el beta de toda la región europea asumiendo un modelo univariado es de 0.32. Los

autores no encuentran ninguna relación significativa entre los betas del CAPM obtenidos y la rentabilidad del capital de los bancos europeos, por lo cual se puede esperar que, tal y como se ha presentado anteriormente, los bancos comúnmente estén asociados a un riesgo sistemático mayor a la unidad, es decir que varían en mayor proporción cuando se produce un cambio en el mercado.

Por otro lado, Maduka (2015) estima el beta del CAPM para los 15 bancos que cotizan en el NSE (*Nigeria Stock Exchange*) con frecuencia mensual para el periodo comprendido entre enero de 2013 y diciembre 2014. Inicialmente el autor busca comparar los rendimientos esperados obtenidos según el CAPM y los rendimientos actuales observados de las acciones de los bancos. Para lograr su objetivo, estima los betas según el CAPM. Lo que obtiene son betas que rodean el 1.6 para la mayoría de los bancos en el 2013 pero que crecen considerablemente para el 2014. Los casos excepcionales son Unity Bank en el 2013 que es el único banco con un beta menor a la unidad (0.89) pero que alcanza 1.82 en 2014. El banco GTB es el único que disminuye su sensibilidad al riesgo de mercado hacia el año 2014 pasando de 1.22 a 0.22. Y, finalmente, dos casos notables son el banco FCMB que tiene un factor de riesgo de mercado de 3.11 en el 2013 y el banco WEMA que alcanza un beta de 2.88 para el 2014. De forma general, los bancos nigerianos tienen un beta de 1.54 y 1.52 para el año 2013 y 2014 respectivamente⁹.

⁹ Se calculó el promedio simple de los betas obtenidos por los autores para todos los bancos nigerianos.

La evidencia empírica también se extiende para el caso de los bancos islámicos. Aunque no privilegia al CAPM como el mejor o el modelo preferido para la rentabilidad de las acciones, el estudio realizado por Ltaifa & Khoufi (2015) obtiene estimaciones de betas menores a la unidad para el periodo comprendido entre el 31 de marzo de 2004 hasta el 18 de marzo de 2014. Los betas estimados¹⁰ para el CAPM varían desde 0.007 hasta 0.45 en algunos bancos¹¹, pero en promedio del beta de los bancos de todo el periodo analizado es 0.22. En general, los betas tienden a decrecer durante el periodo de crisis y se mantienen siempre por debajo del riesgo de mercado. Por otro lado, el estudio sostiene que el CAPM y el TFPM se complementan para lograr un mejor cálculo del retorno de las acciones de los bancos islámicos, concluyendo que el riesgo de mercado tiene un impacto negativo en la rentabilidad de las acciones de bancos pequeños y un impacto positivo en la rentabilidad de las acciones de bancos grandes.

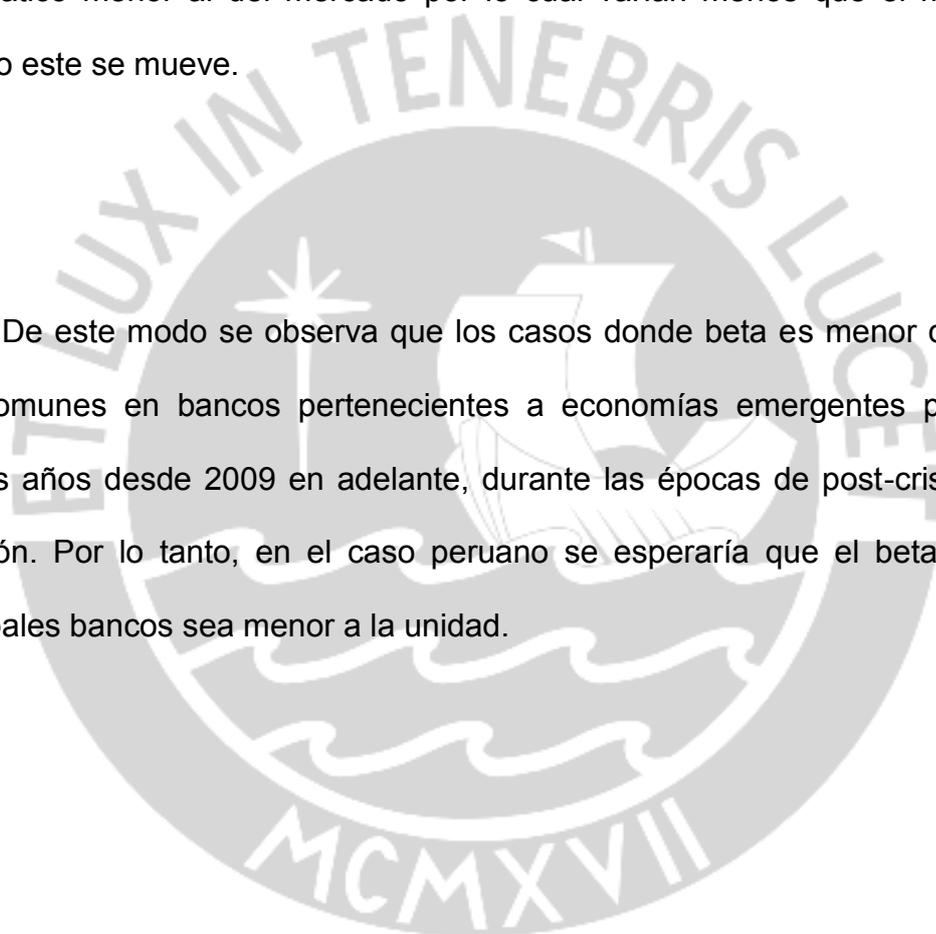
Por último, existe un estudio realizado para uno de los más grandes bancos peruanos aplicando el CAPM. Una aplicación hecha por Castañeda Vargas (2011). Utilizando datos mensuales para el periodo comprendido entre julio 2005- julio 2010 y tomando como proxy del retorno del mercado al IGBVL

¹⁰ Realizan la estimación por Mínimos Cuadrados en 3 etapas (MC3E) para el CAPM y para TFPM.

¹¹ Para ver los betas estimados para cada banco revisar la Tabla 5 del documento de Ltaifa & Khoufi (2015).

(Índice General de la Bolsa de Valores de Lima), estima por MCO el beta de dos empresas peruanas: Telefónica del Perú (empresa de telefonía) y el Banco de Crédito del Perú (BCP). De esta forma encuentra que el beta para el BCP es 0.514 y 0.373 para Telefónica. Ambos factores del riesgo del mercado menores a la unidad. El estudio concluye que ambas empresas tienen un riesgo sistemático menor al del mercado por lo cual varían menos que el mercado cuando este se mueve.

De este modo se observa que los casos donde beta es menor que uno son comunes en bancos pertenecientes a economías emergentes para los últimos años desde 2009 en adelante, durante las épocas de post-crisis o de recesión. Por lo tanto, en el caso peruano se esperaría que el beta de los principales bancos sea menor a la unidad.



3. MODELO ECONOMÉTRICO

El objetivo de esta sección es analizar la exposición de la rentabilidad de las acciones de la banca peruana ante el riesgo sistémico (o riesgo de mercado) usando el CAPM. Para poder establecer dicha relación mediante el modelo de valoración de activos, esta sección revisa de manera general la metodología que han usado diversos autores para las aplicaciones empíricas del CAPM. Luego, se explica el modelo propiamente dicho, con sus bases teóricas, de tal forma que se define específicamente los datos que se utilizan en el presente documento para poder evaluar la rentabilidad de la banca peruana. Finalmente, se presentan una sección con las especificaciones econométricas utilizadas para plantear las regresiones del CAPM y sus respectivos resultados.

3.1 DESCRIPCIÓN METODOLÓGICA Y DATOS

La literatura sobre CAPM es vasta y por lo mismo existen muchas formas de estimarlo. Cada grupo de estudios realizados al respecto tienen su propio método de calcular la variable endógena que utilizan, así como su propio método

para obtener la exógena y ajustarla al modelo. En esta sección se busca describir de forma breve cada uno de los métodos frecuentemente utilizados en la literatura existente y establecer claramente la metodología que se utilizará en el presente trabajo.

3.1.1 *Métodos para calcular la variable endógena: retornos de los activos específicos*

En general hay dos criterios alternativos que han sido usados en la literatura empírica previa para estimar la variable endógena del CAPM, es decir, los retornos de los activos específicos. La teoría financiera establece que el valor de una acción es el valor de todos los flujos de caja futuros esperados que serán generados por la empresa pero descontados por una tasa de ajuste de riesgo apropiada. El primer método se basa en el supuesto de que las series históricas de los retornos son buenos indicadores de los retornos esperados y por tanto pueden ser tomados como un buen proxy, siempre que la rentabilidad requerida sea constante a través del tiempo y si la muestra de datos es lo suficientemente extensa para medir los retornos promedio de forma precisa. Conocido como método *forward-looking*, lo que plantea es proyectar el promedio de los retornos históricos para el futuro próximo, de modo que estos últimos sean los retornos esperados a utilizar en la estimación del CAPM.

Es en este sentido que, tal y como lo describen Charumathi & Suraj (2014), varios estudios empíricos del CAPM utilizan el enfoque conocido como el DDM (*Dividend Discount Model*) o modelo de dividendos crecientes a tasas constantes que asume que los únicos flujos de caja obtenidos por los accionistas están representados por los dividendos. Se plantea que las tasas de crecimiento de los dividendos y de los beneficios deberían ser tomadas como una tasa de crecimiento estable y constante, de modo que los dividendos pueden ser proyectados infinitamente.

El DDM propone utilizar los dividendos como medida del flujo de caja con el que se quedan los accionistas. De esta forma, se proyectan los dividendos y se obtienen los precios esperados de las acciones en el futuro, a partir de lo cual se calculan los retornos de las acciones como la tasa de crecimiento de sus precios previamente proyectados. Este método también es utilizado por Maccario, Sironi, & Zazzarra (2002). Para contar con estos datos, los autores asumen que la tasa de crecimiento de las ganancias es similar a la tasa de crecimiento de la economía y que el dividendo pagado es un ratio fijo de las ganancias. El estudio utiliza datos anuales de 12 países industrializados: Bélgica, Canadá, Suiza, Alemania, España, Francia, Gran Bretaña, Italia, Japón, Holanda, Suecia y Estados Unidos¹².

¹² Incluyen a los bancos españoles debido a la ausencia de organizaciones bancarias suficientemente antiguas en Luxemburgo (uno de los países del G10).

El segundo método que se encuentra comúnmente¹³ en las aplicaciones del CAPM para calcular la variable endógena para el CAPM es conocido como *backward-looking*. Se asume que las series históricas son los retornos de las acciones. En este sentido lo que se hace es descontar los dividendos que se les paga a los accionistas a partir de la tasa de crecimiento del precio de las acciones cotizadas en bolsa, de modo que se obtienen los retornos de las acciones que se utilizan para estimar el beta del CAPM. De hecho, este es el método que se utilizará en el presente documento para la estimación del riesgo sistemático que enfrentan los bancos peruanos¹⁴.

En este sentido, el estudio realizado por Brunner, Eades, Harris, & Higgins (1998) comenta que en la práctica se utiliza series históricas de los precios de las acciones para estimar los betas que son publicados por fuentes como Bloomberg, Value Line y, Standard and Poor's. De hecho, los autores realizan la estimación del CAPM a partir de los retornos de las acciones de las compañías financieras evaluadas tomando su tasa de crecimiento en el pasado.

¹³ De los estudios comentados en la Sección de Revisión de Literatura previa, el único que no utiliza este método es el documento publicado por Green, Lopez, & Wang (2003) que compara varios métodos de cálculo de la variable endógena, entre ellos el DDM y el método *backward-looking*.

¹⁴ El modelo teórico completo se explica detalladamente en la sección de Modelo Teórico, mientras que las especificaciones econométricas del CAPM y la construcción de cada variable se explican en la sección de Descripción de variables.

3.1.2 Definición de la variable exógena: retornos del mercado

Las variables exógenas del CAPM son dos: la tasa libre de riesgo y la tasa de retorno del mercado. La primera exógena se asocia a los retornos de los activos más seguros o con menor volatilidad en el país, es decir se toma la tasa de retorno de los bonos soberanos. El plazo de esta tasa dependerá de la frecuencia de las series históricas utilizadas. De hecho, diez de los doce estudios revisados en la literatura empírica utilizan la tasa de los bonos soberanos a 10 años.

En cuanto a la tasa de retorno del mercado utilizada, generalmente, los índices utilizados dependen del mercado que se evalúa. Idealmente, según los autores mencionados en la sección anterior, el índice apropiado es aquel que tenga en cuenta los movimientos de los precios de las acciones del banco que se evalúa, es decir que el banco se encuentre dentro de las empresas en base a las cuales se construye el índice utilizado.

El estudio realizado por Brunner, Eades, Harris, & Higgins (1998) resalta que los betas estimados varían según el índice de mercado elegido y la tasa libre de riesgo utilizada. Los autores comentan que los programas aplicados al mercado de valores, usan tres especificaciones diferentes de las exógenas:

Bloomberg estima un beta de 1.03 utilizando el índice *S&P 500* con retornos semanales durante 2 años, un beta de 1.24 según *Value Line* que utiliza como índice al *NYSE Composite* y retornos semanales por 5 años, y 1.18 para el beta estimado por Standard and Poor's que utiliza el índice *S&P 500* con retornos mensuales durante 5 años.

Asimismo, los índices de mercado que utilizan Zimmer & McCauley (1991) son *S&P 500* y *Nikkei*, *Commerzbank* y *Financial Times 100* respectivamente para cada país. En el caso de las demás investigaciones revisadas en la literatura, el índice utilizado es el índice de la bolsa de valores del país correspondiente según los bancos analizados. Así, Bartholdy & Peare (2005) utilizan el *NYSE Composite* para las empresas que cotizan en la bolsa de Nueva York, Thiripalraju & Acharya (2011) utilizan el índice de la BSE para los bancos indios, Perera (2013) utiliza el índice de la CSE para los bancos privados que cotizan en la bolsa de Sri Lanka, y Maduka (2015) utiliza el índice de la NSE para los bancos que cotizan en la bolsa de Nigeria.

La idea del presente trabajo es abordar el comportamiento de la rentabilidad de las acciones de los bancos desde 3 ángulos distintos. Un primer análisis que se centra en el mercado de capitales local, cuya aproximación más común es el Índice General de la Bolsa de Valores de Lima. Una segunda mirada es la que involucra el estudio de su comportamiento dentro del mercado de

capitales de los países emergentes, cuya rentabilidad se captura en la tasa de variación porcentual del índice MSCI Países Emergentes. Y, finalmente, una tercera aproximación es aquella que involucra al mercado de capitales global, de modo que se sitúa el retorno de las acciones de los bancos peruanos frente a una infinidad de opciones alternativas para invertir, muchas de ellas con mayores riesgos y rentabilidad y algunas otras menos riesgosas y por tanto, que ofrecen menor retorno.

3.1.3 Descripción de las variables y los datos

Los datos que se utilizan para las estimaciones de este documento provienen de la base de datos de Económica, del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) y de la Superintendencia de Banca y Seguros (SBS), de la FED y de Bloomberg.

De Económica se toma la serie de datos mensual de los precios de las acciones de cada uno de los cuatro bancos más grandes de Perú. La serie histórica mensual del índice General de la Bolsa de Valores de Lima es recopilada de las series estadísticas publicadas por el BCRP, mientras que las tasas de retorno mensuales anualizadas de los bonos soberanos peruanos se obtienen de las estadísticas de la SBS.

Por otro lado, las series históricas para las tasas de retorno mensuales anualizadas de los bonos del tesoro americano a 10 años se toman de los paquetes de datos disponibles a descarga en la página web de la FED; y, de Bloomberg se extrae la información relativa a los índices MSCI a nivel global y de países emergentes (MSCI Global y MSCI Emerging markets, respectivamente). La frecuencia de los datos es mensual para el periodo de análisis que comprende dos procesos: uno desde octubre de 1994 a junio de 2016, y un segundo periodo desde enero de 2006 a junio de 2016.

En este sentido, para el primer análisis (a nivel de mercado de capitales peruano), las variables relevantes para el análisis econométrico del CAPM son las siguientes:

Tabla 1: Descripción de las variables del CAPM

Tipo de variable	Nombre de la variable	Indicador
Endógena	Tasa de retorno de los activos específicos	Tasa de crecimiento del precio de las acciones del banco
Exógena 1	Tasa de retorno del activo libre de riesgo	Tasa de retorno de los bonos soberanos de Perú a 10 años
Exógena 2	Tasa de retorno del mercado	Índice General de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL)

Elaboración propia.

Para los dos análisis siguientes, que abarcarán un mercado de capitales más amplio como el de países emergentes y, uno aun más general y expuesto

como el mercado de capitales global, las variables sólo cambian para el caso de los indicadores de las exógenas:

Tabla 2: Descripción de las variables del CAPM - segundo análisis

Tipo de variable	Nombre de la variable	Indicador
Endógena	Tasa de retorno de los activos específicos	Tasa de crecimiento del precio de las acciones del banco
Exógena 1	Tasa de retorno del activo libre de riesgo	Tasa de retorno de los bonos del tesoro americano a 10 años
Exógena 2	Tasa de retorno del mercado	MSCI Global MSCI de Países Emergentes

Elaboración propia.

Para construir dichas variables fue necesario realizar algunos ajustes a los datos recogidos. En primer lugar, los precios de las acciones de algunos bancos habían sido contabilizados de forma distinta; por ejemplo, en Scotiabank, cuando se integró el Banco Wiese Ltda. con el Banco de Lima Sudameris en setiembre de 1999, se cambió la política de reparto de dividendos y se aumentó el capital del nuevo banco con la suscripción y pago de 736'196,319 acciones comunes, con lo cual, las acciones que en 1997 y 1998 valían cerca de 400 soles cada una, desde 1999 valen aproximadamente 100 soles cada una, según lo cual la variación en los precios no resulta ser tan grande como se observaba en un primer momento. De hecho, los cambios en el reparto y emisión de acciones continúan hasta fines del año 2000, de modo que recién a partir del tercer trimestre del 2001 la forma de contabilizar el precio de las acciones tiene más coherencia y los datos continúan así hasta el presente año.

En segundo lugar, las tasas de retorno de los activos específicos se construyeron en base a los precios de los mismos, los cuales fueron tomados directamente de Economática¹⁵. Es así que, las tasas de retornos están dadas por:

$$\hat{r}_j = \frac{P_{j,t} - P_{j,t-1}}{P_{j,t-1}}$$

Asimismo, para calcular la tasa de retorno del mercado, se toma el crecimiento del IGBVL y el MSCI para cada periodo y cada uno por separado, sin necesidad de añadir o restarle dividendos.

Por otro lado, las tasas de retorno de los bonos soberanos peruanos a 10 años, aunque se encuentren en frecuencia mensual, corresponden a una tasa anualizada, por lo cual se les convierte cada una en mensuales según la siguiente fórmula:

$$tasa\ mensual = (1 + tasa\ anualizada)^{\frac{1}{12}} - 1$$

¹⁵ Economática publica los datos de los precios de las acciones tomando en cuenta los dividendos que se pagan por acción (Economática, 2016), por lo cual los precios que se toman para construir los retornos de las acciones de los bancos en este estudio son los precios previamente ajustados por dividendos obtenidos de la base de datos de Economática, según:

$$P_{j,t} = P_{j,t}^* + d_t$$

3.2 ESPECIFICACIÓN ECONOMÉTRICA SHARPE-LITNER

El modelo presentado tiene distintas especificaciones econométricas, de las cuales se toman dos para el análisis que se realiza en este documento: la especificación de Sharpe-Lintner, y la especificación de Black. La especificación de Sharpe-Lintner asume que todas las variables del modelo son aleatorias, por lo cual se denotan con $\hat{\cdot}$; de modo que la relación entre ellas está dada por:

$$(\hat{r}_{j,t} - \hat{r}_{f,t}) = \alpha + \beta(\hat{r}_{m,t} - \hat{r}_{f,t}) + \hat{\varepsilon}_{j,t}$$

Sin embargo, esta especificación considera que la prima de riesgo del activo se explica principalmente por el riesgo sistemático asociado a la prima del mercado, por lo que se espera que el elemento α de la ecuación no sea significativo (Campbell, Lo, & MacKinlay, 1997). En este sentido, la primera especificación puede reducirse a:

$$(\hat{r}_{j,t} - \hat{r}_{f,t}) = \beta(\hat{r}_{m,t} - \hat{r}_{f,t}) + \hat{\varepsilon}_{j,t}$$

Donde, β es la forma en que se comporta la rentabilidad del activo j ante el comportamiento de la rentabilidad del mercado en función del periodo t . El riesgo sistemático capturado en este parámetro es el riesgo no diversificable, al que están expuestos todos los activos j por formar parte del mercado.

3.2.1 Las regresiones

El primer grupo de regresiones se realiza bajo la especificación de Sharpe-Lintner. Se busca estimar la relación entre la prima de riesgo del banco y la prima de riesgo del mercado. Las primas de riesgo de los bancos son la diferencia entre las tasas de retorno de las acciones del banco y de los bonos soberanos a 10 años; mientras que, la prima de riesgo del mercado es la diferencia entre las tasas de retorno del índice de mercado elegido y las de los bonos soberanos a 10 años. En este sentido, las variables utilizadas para la versión Sharpe-Lintner son:

Tabla 3: Descripción de las variables correspondientes a la especificación econométrica de Sharpe-Lintner

Nombre de la variable	Descripción de la variable
PRI_BBVA	Prima de riesgo del Banco Continental
PRI_BCP	Prima de riesgo del Banco de Crédito
PRI_IBK	Prima de riesgo del Interbank
PRI_SCOTIA	Prima de riesgo del Scotiabank
PRI_MERCADO	Prima de riesgo del mercado

Elaboración propia.

Para empezar, se realiza un análisis tomando como indicador del retorno del mercado local al IGBVL, de modo que con estos resultados se pueda inferir la sensibilidad de la rentabilidad de los bancos peruanos ante un cambio en la rentabilidad del mercado de capitales peruano.

Para tener una idea más cercana a la realidad, en la Tabla 4 se presentan las estadísticas descriptivas básicas de las primas de riesgo que se utilizan en el primer análisis.

Tabla 4: Estadísticas básicas de las primas de riesgo
(enero 2006-junio 2016)

Banco	BBVA	BCP	Interbank	Scotiabank	Mercado
Media	1.32%	1.34%	1.66%	1.18%	0.79%
Mediana	0.79%	-0.11%	0.09%	0.03%	-0.89%
Máximo	24.68%	44.75%	22.05%	39.06%	37.93%
Mínimo	-18.21%	-22.01%	-18.40%	-35.55%	-38.05%
Desv. Estándar	0.09	0.09	0.08	0.12	0.10
Observaciones	126	126	117	126	126

Elaboración propia.

Se observa que para el periodo comprendido entre enero de 2006 y junio de 2016, los cuatro bancos analizados han tenido una mayor prima de riesgo que el mercado peruano, lo cual es coherente. En promedio, el Interbank ha sido el banco que ha tenido la prima de riesgo más alta para el periodo establecido. Asimismo, las primas de riesgo promedio del Banco de Crédito del Perú (BCP) e inmediatamente seguidas por las del Banco Continental (BBVA) han sido moderadas, mientras que la prima de riesgo más baja fue la de Scotiabank. Cabe resaltar que si bien el Interbank tuvo la prima de riesgo promedio más alta a lo largo de este periodo, solo alcanzó un máximo de 22% (la prima histórica más baja entre los cuatro bancos), a diferencia del BCP, cuya prima está en segundo lugar pero que llegó a un máximo de 45% para noviembre de 2008, probablemente por su alta exposición al sistema financiero durante la época de

la crisis subprime mientras que cotizaba a 1.4 soles por acción, precio mayor a los últimos 4 meses.

Para el caso de la prima de mercado, los bonos soberanos peruanos mantuvieron una tasa de retorno alrededor de 0.6%, pero el IGBVL sufrió una fuerte caída durante el periodo octubre de 2008 a febrero de 2009, periodo en el cual el IGBVL pasó de 11248 en setiembre 2008 a un índice de 7055 y cerró con 6671 en febrero 2009. Esto, debido a la combinación de la repercusión que tuvo la crisis inmobiliaria en Estados Unidos así como por la caída de las cotizaciones de los metales básicos y preciosos.

Por otro lado, el total de observaciones recopiladas es de 126 para el BBVA, BCP y Scotiabank. Sin embargo, en el caso de Interbank se encontró 117 observaciones para dicho periodo, pues, al parecer, durante algunos meses de fines de 2008 e inicios de 2009 este banco no cotizó sus acciones en bolsa o no se realizaron transacciones al respecto, tal y como se indica en sus Memorias Anuales¹⁶.

¹⁶ Las Memoria Anuales del año 2008 y 2009 muestran que no figuraba un precio en bolsa para las acciones de Interbank es ciertos meses. Para más detalles directamente de las Memorias Anuales, ver Anexo 1.

Previo al paso de las regresiones propiamente dichas, se debe asegurar que las series de tiempo sean series estacionarias de modo que tiendan a una media constante en el tiempo y cuyos errores no estén autocorrelacionados. Para ello, se aplicó el Test de Dickey-Fuller Aumentado (DFA)¹⁷ con intercepto a las primas de riesgo halladas previamente. Los resultados de los DFA muestran que las series de las primas de riesgo son estacionarias con 99% de confianza, por lo cual se satisface que sean series estacionarias.

La regresión que se aplica para cada uno de los cuatro bancos (j) es la siguiente:

$$PRI_j = \alpha + \beta RMF + \hat{\varepsilon}_{j,t}$$

Ahora bien, para el modelo de Sharpe-Lintner, se espera que las regresiones arrojen resultados no significativos en el caso de la constante α ya que esta especificación plantea que la prima de riesgo del mercado explica en su mayoría el comportamiento de la prima de riesgo específica de los bancos; mientras que se espera un resultado significativo del efecto de la prima de riesgo del mercado (β) sobre la prima de riesgo de las acciones de cada uno de los

¹⁷ Para ver los resultados de cada uno de los test DFA, ver Anexo 2.

bancos. En este sentido, se encuentra que todos los betas obtenidos son significativos y menores a la unidad, así como que los alfa no son significativos bajo ningún nivel de confianza. En particular, los resultados estimados para cada uno de los bancos se muestran en la siguiente tabla.

Tabla 5: Estimaciones obtenidas para la especificación econométrica de Sharpe-Lintner (enero 2006-junio 2016) ^{1,2}.

Banco	α	β
BCP	0.01 (0.007136)	0.46 (0.073584)***
BBVA	0.01 (0.005685)	0.65 (0.058621)***
INTERBANK	0.02 (0.006844)	0.22 (0.084424)**
SCOTIABANK	0.00 (0.007403)	0.87 (0.076336)***

1/ La desviación estándar está entre paréntesis.

2/ EL nivel de significancia se indica según *, **, *** para el 90%, 95% y 99% de confianza.

Elaboración propia.

Sin embargo, para considerar que los resultados obtenidos son apropiados para los fines del presente documento y que la aplicación del MCO ha proporcionado estimadores eficientes y consistentes, es necesario verificar que no existe autocorrelación entre los errores de las regresiones realizadas. Para ello, hay distintos indicadores. Uno de ellos es fijarse en el Test de Durbin Watson (DW) que aparece al regresionar, si es menor a 2 quiere decir que existe autocorrelación entre los errores. Otra forma es ver el gráfico de los errores de cada regresión o fijarse en el correlograma de los errores, este último permite

detectar la autocorrelación de manera más fácil visualmente. Finalmente, para comprobar la autocorrelación de forma aún más confiable se realiza el Test DFA para los errores.

En este caso, todas las regresiones mostraron un DW muy cercano a 2 (de 1.98 o similar) o mayores que 2, así como los correlogramas de sus errores no mostraban indicios de pertenecer a algún proceso ARMA estacionario. Además, los DFA de los errores de los cuatro bancos analizados resultaron rechazar la hipótesis de raíz unitaria en todos los casos con un 99% de confianza¹⁸. Entonces, dado que se ha comprobado la ausencia de autocorrelación de los errores, se cree que los estimadores obtenidos por MCO son apropiados para los fines del presente documento.

Siguiendo con el enfoque planteado en un inicio, para realizar el segundo y tercer análisis de las variables, se sigue el mismo procedimiento explicado en los párrafos anteriores. Cabe resaltar que en el caso de la serie histórica de la tasa de retorno de los bonos del tesoro americano a 10 años, se precisó realizar un ajuste. Esto es coherente con la crisis Subprime que tuvo un impacto significativo en las finanzas de Estados Unidos, con lo cual la trayectoria que describe dicha serie no es propia de una serie estacionaria, de modo que al

¹⁸ Los test DFA de los errores de cada banco se encuentran en el Anexo 3.

realizar el test DFA con intercepto y tendencia, se optó por transformar la serie a sus primeras diferencias, para así eliminar la presencia de raíz unitaria.

En este sentido, se realiza la estimación por MCO para las primas de riesgo según la especificación econométrica de Sharpe y se encuentra que los betas resultantes del segundo análisis (mercado de capitales de países emergentes) son bastante similares a los que se encontraron en el primer análisis; mientras que los betas hallados en el marco de un mercado de capitales global cambian significativamente. La Tabla 6 presenta los resultados desde las tres perspectivas abordadas.

Tabla 6: Estimaciones obtenidas para la especificación econométrica de Sharpe-Lintner (enero 2006-julio 2016) ^{1,2}.

Indicadores	Bonos soberanos peruanos IGBVL		US T-bonds MSCI Emergentes		US T-bonds MSCI Global	
	α	β	α	β	α	β
BCP	0.01 (0.00714)	0.46 (0.07358)***	0.02 (0.00753)***	0.42 (0.11270)***	0.02 (0.00761)***	0.55 (0.16897)***
BBVA	0.01 (0.00569)	0.65 (0.05862)***	0.02 (0.00689)**	0.70 (0.10313)***	0.02 (0.00711)**	0.93 (0.15803)***
IBK	0.00 (0.00542)	0.22 (0.06682)***	0.01 (0.00567)*	0.19 (0.09603)**	0.01 (0.00566)*	0.28 (0.14522)**
SCOTIABANK	0.00 (0.00740)	0.87 (0.07634)***	0.02 (0.00894)*	0.83 (0.13382)***	0.02 (0.00911)**	1.13 (0.20235)***

1/ La desviación estándar está entre paréntesis.

2/ EL nivel de significancia se indica según *, **, *** para el 90%, 95% y 99% de confianza.

Elaboración propia.

Cuando se comparan los 3 resultados, los bancos que tienen un riesgo sistemático bastante bajo son Interbank con 0.19 y 0.22, así como BCP con 0.46

y 0.42 para el mercado de capitales local y para el de países emergentes, respectivamente. Ambos bancos exhiben retornos menores a la unidad y cercanos a 0.5, lo cual indicaría que sus acciones son poco riesgosas y de baja rentabilidad, a comparación de los resultados obtenidos para BBVA, cuyo riesgo de mercado es de 0.65 y de 0.70, lo cual lo sitúa en una mejor posición a la cual se le impone Scotiabank con rentabilidades más cercanas a la unidad en ambos análisis, exhibiendo un beta de 0.87 y 0.83 en el caso peruano y en el de emergentes, respectivamente.

No obstante, el panorama cambia significativamente cuando se estudia el comportamiento de la rentabilidad de la banca peruana tomando como mercado al mercado de capitales global. La explicación detrás de este fenómeno es que el mercado de capitales peruanos está cargado de acciones de empresas mineras que ocupan un alto porcentaje del mercado de capitales local, de modo que es lógico que un cambio en un mercado prioritariamente minero afecte menos que proporcionalmente la rentabilidad de los bancos peruanos. Al utilizar el MSCI Global, la exposición de los bancos se amplía y ahora las rentabilidades se enfrentan a tasas de retorno más acorde a su entorno. En este escenario todos los bancos aumentan su riesgo de mercado acercándose más a la unidad. El primer lugar lo sigue ocupando Scotiabank pero esta vez con una sensibilidad mucho más alta traducida en un beta de 1.13. Caso similar es el del BBVA, que alcanza un riesgo sistemático de 0.93, seguido de BCP que aumenta a 0.55, y

en último lugar sigue Interbank con un factor de riesgo de mercado de 0.28, mayor al estimado cuando se utilizó el IGBVL y el MSCI Países Emergentes, pero aun continúa siendo considerablemente bajo.

Un comentario adicional de los resultados obtenidos va por el lado de la significancia del parámetro alfa, que se esperaba, según Sharpe, fuera prescindible de la estimación. Si bien cuando se utiliza el IGBVL se cumple la insignificancia del parámetro, el mismo en cuestión resulta tener al menos 95% de significancia cuando se utilizan los MSCI.

Sin embargo, el estimado del alfa para el segundo y tercer análisis es coherente con la idea de que si se conforma un sistema con los cuatro bancos, debería obtenerse un parámetro en común que acompañe al estimado de la prima de riesgo de mercado, y efectivamente, tanto en el mercado de capitales de países emergentes como global, el alfa resulta ser de 0.02 aproximadamente para todos los bancos. Se explicará con mayor detalle la conformación de un sistema de ecuaciones con los 4 bancos una sección más adelante.

3.3 ESPECIFICACIÓN ECONOMÉTRICA DE BLACK

Por otro lado, la especificación econométrica propuesta por Black considera que la tasa del activo libre de riesgo es un parámetro no observado, con lo cual se estiman tres parámetros: un ρ que contiene los términos asociados al activo libre de riesgo, un beta que captura los efectos asociados al retorno del mercado; y, la tasa libre de riesgo propiamente dicha calculada a partir de los parámetros anteriores. Esto es coherente puesto que la versión teórica del CAPM asume precisamente que el activo libre de riesgo no tiene volatilidad, por lo que la tasa libre de riesgo estaría incorrectamente especificada al asumirla como una variable aleatoria (Campbell, Lo, & MacKinlay, 1997). La relación econométrica del CAPM para la versión Black se define por:

$$\hat{r}_{j,t} = \rho + \beta \hat{r}_{m,t} + \varepsilon_{j,t}$$

Donde

$\rho = (1 - \beta)r_f$ a partir de lo cual, la tasa libre de riesgo no observada es el parámetro $r_f = \frac{\hat{\rho}}{1-\beta}$

2.3.1 Las regresiones

El segundo grupo de regresiones se realiza bajo la especificación de Black. Así como se hizo en el caso de Sharpe, también se abordan los tres

análisis de la rentabilidad según el mercado de capitales elegido. El objetivo de esta especificación es estimar la relación directa entre la rentabilidad de las acciones del banco con la rentabilidad del activo libre de riesgo y la del mercado. Lo importante aquí es que se buscan estimar dos parámetros, el parámetro que constituye la sensibilidad ante la rentabilidad del mercado (el beta), y además el parámetro no observable que captura la tasa de retorno del activo libre de riesgo (el r_0). En este sentido, las variables utilizadas para la versión de Black son:

Tabla 7: Descripción de las variables correspondientes a la especificación econométrica de Black

Nombre de la variable	Descripción de la variable
R_BBVA R_BCP R_IBK R_SCOTIA	Tasa de retorno de las acciones del Banco Continental Tasa de retorno de las acciones del Banco de Crédito Tasa de retorno de las acciones del Interbank Tasa de retorno de las acciones del Scotiabank
R_MERCADO	Tasa de retorno del mercado (retorno del IGBVL)

Elaboración propia.

Para tener una idea más cercana a la realidad, en la Tabla 8 se presentan las estadísticas descriptivas básicas de las tasas de retorno que se utilizan en este primer análisis (mercado de capitales local). Cabe resaltar que para la versión de Black se dispone de una serie de datos más extensa que para la versión Sharpe-Lintner pues, no se necesita información histórica de la tasa de retorno de los bonos soberanos peruanos ya que esta versión del CAPM asume que la tasa del activo libre de riesgo no es observable. En este sentido, los datos que se necesitan son los precios de las acciones de los bancos y el IGBVL, cuya

información se dispone desde setiembre de 1994; mientras que, la serie histórica de los bonos soberanos peruanos data públicamente desde fines del 2005.

Tabla 8: Estadísticas básicas de los retornos de las acciones de los bancos y de los retornos del mercado (octubre 1994-junio 2016).

Banco	BBVA	BCP	Interbank	Scotiabank	Mercado
Media	2.05%	1.92%	2.18%	0.00%	1.28%
Mediana	0.97%	0.81%	0.00%	-0.02%	0.87%
Máximo	33.89%	45.41%	57.14%	58.58%	38.46%
Mínimo	-19.51%	-30.77%	-33.33%	-46.88%	-37.28%
Desv. Estándar	0.09	0.09	0.12	0.14	0.09
Observaciones	264	264	251	264	264

Elaboración propia

Se observa que para el periodo comprendido entre octubre de 1994 y junio de 2016, tres de los cuatro bancos analizados han tenido retornos promedio mayores a los que tuvo el mercado. Particularmente, estas tasas de retorno se encuentran alrededor de 2% con excepción de la tasa promedio de Scotiabank que es cercana a 0%, pero la cual ha llegado a un máximo de 59% para enero de 1999 así como a un mínimo de -47%. Al parecer, Scotiabank ha sido el banco con mayor volatilidad en sus retornos, con los picos y pisos más altos entre los cuatro bancos analizados.

Por otro lado, el total de observaciones recopiladas es de 264 para el BBVA, BCP y Scotiabank. Sin embargo, en el caso de Interbank solo se encontró

251 observaciones para dicho periodo, pues, al parecer, durante algunos meses de los años 2001 y 2002 este banco (además de los meses indicados previamente para la versión Sharpe-Lintner) no cotizó sus acciones en bolsa o no se realizaron transacciones respecto a las mismas, tal y como se indica en sus Memorias Anuales.

Luego, tal y como se hizo para las regresiones de la versión de Sharpe-Lintner, antes de regresionar se debe asegurar que las series de tiempo sean series estacionarias de modo que tiendan a una media constante en el tiempo y cuyos errores no estén autocorrelacionados. Para ello, también se realizó el Test de Dickey-Fuller Aumentado (DFA)¹⁹ con intercepto. Los resultados muestran que ninguna de las series tiene raíz unitaria con un 99% de confianza, por lo cual se satisface que sean series estacionarias.

La regresión que se aplica para cada uno de los cuatro bancos (j) es la siguiente:

$$R_j = \rho + \beta * R_{MERCADO} + \varepsilon_{j,t}$$

Donde j= BCP, BBVA, IIBK o SCOTIA.

¹⁹ Para ver los resultados de cada uno de los test DFA, ver Anexo 4.

Ahora bien, para el modelo de Black, se esperan 2 situaciones específicas: primero, que las regresiones arrojen resultados significativos en el caso de la constante ρ y del efecto de los retornos del mercado (β) sobre la rentabilidad de las acciones de cada uno de los bancos; y segundo, que las tasas del activo libre de riesgo sean similares entre los bancos. En este sentido, se encuentra que todos los betas obtenidos son significativos y menores a la unidad, tal y como se encontró en la versión Sharpe-Lintner. Asimismo se encuentra que los ρ son significativos en el caso del BCP, BBVA y del Interbank, más no para Scotiabank. Para calcular las tasas de retorno para los activos libres de riesgo, se recuerda la ecuación planteada anteriormente en la explicación del CAPM, dada por:

$$r_f = \frac{\hat{\rho}}{1 - \hat{\beta}}$$

De esta forma se encuentra que las tasas calculadas para cada uno de los bancos son bastante similares entre ellos. Sin embargo, tal y como también se hizo en la versión Sharpe-Lintner, para considerar que los resultados obtenidos son los que necesitamos y que la aplicación del MCO ha proporcionado estimadores eficientes y consistentes, es necesario verificar que no existe autocorrelación entre los errores de las regresiones realizadas. En este caso, todas las regresiones mostraron un DW muy cercano a 2 (un DW de 1.99 o similar) o mayores que 2, así como los correlogramas de sus errores no

mostraban indicios de pertenecer a algún proceso ARMA estacionario. Además, los DFA de los errores de los cuatro bancos analizados resultaron rechazar la hipótesis de raíz unitaria en todos los casos²⁰. Los estimados para el mercado local se presentan en la Tabla 9.

Tabla 9: Estimaciones obtenidas para la especificación econométrica de Black (octubre 1994-junio 2016) ^{1,2}

Banco	ρ	β	rf (no obs.)
BCP	0.01 (0.004976)**	0.60 (0.056951)***	0.03
BBVA	0.01 (0.004521)***	0.60 (0.051748)***	0.03
IBK	0.02 (0.007508)**	0.50 (0.094806)***	0.03
SCOTIABANK	-0.01 (0.007574)	0.83 (0.087500)***	-0.07

1/ La desviación estándar está entre paréntesis.

2/ EL nivel de significancia se indica según *, **, *** para el 90%, 95% y 99% de confianza.

Elaboración propia.

Del mismo modo, se realizan las estimaciones respectivas para el segundo y tercer análisis de mercado de capitales con los índices MSCI Países Emergentes y MSCI Global. A diferencia de la comparación que se realizó en Sharpe, aquí los resultados no son tan semejantes, de hecho, varían considerablemente dependiendo del mercado de capitales que se haya considerado. Una forma de explicar esta diversidad de resultados entre ellos es que ya no se tiene el activo libre de riesgo exógeno, que era lo que quizás

²⁰ Los test DFA de los errores de cada banco se encuentran en el Anexo 5.

mantenía los valores comparables entre sí, sino que ahora también se calcula ese parámetro.

Tabla 10: Estimaciones obtenidas para la especificación econométrica de Black (setiembre 2004 – junio 2016) ^{1,2}

Indicador	US T-bonds - MSCI Emergentes			US T-bonds - MSCI Global			
	Banco	ρ	β	rf (no obs.)	ρ	β	rf (no obs.)
BCP		0.02 (0.007495)***	0.43 (0.112297)***	0.04	0.02 (0.007577)***	0.56 (0.168704)***	0.05
BBVA		0.02 (0.006850)***	0.70 (0.102631)***	0.06	0.02 (0.007079)***	0.93 (0.157604)***	0.27
IBK		0.01 (0.005815)**	0.20 (0.098543)**	0.02	0.01 (0.005778)*	0.29 (0.148519)**	0.01
SCOTIABANK		0.01 (0.008909)	0.82 (0.133488)***	0.08	0.02 (0.009063)*	1.13 (0.201782)***	-0.12

1/ La desviación estándar está entre paréntesis.

2/ EL nivel de significancia se indica según *, **, *** para el 90%, 95% y 99% de confianza.

Elaboración propia.

Para el primer análisis, se obtiene una tasa de retorno libre de riesgo de 3%, común a todos los bancos con excepción de Scotiabank, cuyo parámetro no observado resulta no significativo. Asimismo, cabe resaltar que la tasa promedio de retorno de los bonos soberanos peruanos a 10 años se encuentra alrededor de esta estimación, entre 3% y 4%. Un comentario adicional es que los betas obtenidos a la Black son muy cercanos a los obtenidos en la versión de Sharpe para los bancos BBVA y Scotiabank.

En la misma línea que los resultados de la versión Sharpe, la sensibilidad de la rentabilidad de los bancos peruanos al retorno del mercado de capitales global y de países emergentes continúa siendo menor a la unidad en el caso de BCP BBVA e Interbank. Lo interesante de estas dos estimaciones es que computan betas casi exactos con los que se obtuvieron en la especificación econométrica de Sharpe. El análisis es el mismo.

En cambio, cuando se trata de mercados de capitales más amplios, la tasa libre de riesgo obtenido difiere entre los bancos, por lo cual, sería mejor estimar la tasa del activo libre de riesgo bajo un sistema de ecuaciones simultáneas restringido, tomando esta tasa r_f como si fuera común a los cuatro bancos ya que, aplicado a la realidad, este parámetro no observable debería ser casi idéntico en las regresiones. Asimismo, esta nueva forma de especificación econométrica podría mejorar los resultados obtenidos para Scotiabank.

3.4 ESPECIFICACIÓN ECONOMÉTRICA CON SISTEMA DE ECUACIONES SIMULTÁNEAS A LA BLACK

La lógica que sigue esta tercera especificación es la misma lógica que la versión de Black, con la diferencia que ahora se considera al parámetro no observado común a los cuatro bancos. La regresión que se aplica en este caso

es un sistema de ecuaciones simultáneas cuyo parámetro en común a estimar es r_f , a partir del cual se obtendrá la tasa libre de riesgo no observada para cada uno de los cuatro bancos:

$$\left\{ \begin{array}{l} R_{BCP} = r_f + \beta_1(R_{MERCADO} - r_f) + \varepsilon_{j,t} \\ R_{BBVA} = r_f + \beta_2(R_{MERCADO} - r_f) + \varepsilon_{j,t} \\ R_{IBK} = r_f + \beta_3(R_{MERCADO} - r_f) + \varepsilon_{j,t} \\ R_{SCOTIA} = r_f + \beta_4(R_{MERCADO} - r_f) + \varepsilon_{j,t} \end{array} \right.$$

Ahora bien, para este caso se espera que los estimadores de la prima de riesgo del mercado así como la tasa libre de riesgo sean significativos y que la tasa del activo libre de riesgo sea similar a la hallada por la especificación econométrica de Black. Se realiza la estimación por método de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR), de modo que no se contamine el sistema con la falta de observaciones de Interbank para algunos meses, pero manteniendo el parámetro en común.

Precisamente, se encuentra que todos los betas obtenidos son significativos y menores a la unidad, muy similares a los estimados de la versión Black de mercado de capitales local. Asimismo se encuentra que la tasa libre de riesgo es 0.03 como se sugería, mientras que para mercado de capitales de

países emergentes y mercado de capitales global se obtuvo una tasa de 0.04; ambas tasas de retorno semejantes a las tasas promedio de los bonos soberanos a 10 años. En particular, los resultados estimados para cada banco se muestran en la Tabla 11.

Tabla 11: Estimaciones obtenidas para la especificación con ecuaciones simultáneas (setiembre 2004 – junio 2016)

Indicadores	IGBVL		MSCI Emergentes		MSCI Global		
	Banco	β	rf (no obs.)	β	rf (no obs.)	β	rf (no obs.)
BCP		0.60	0.03	0.43	0.04	0.51	0.04
		(0.05577)***	(0.00872)***	(0.10413)***	(0.01005)***	(0.14395)***	(0.01275)***
BBVA		0.60	0.03	0.66	0.04	0.75	0.04
		(0.05094)***	(0.00872)***	(0.09252)***	(0.01005)***	(0.12458)***	(0.01275)***
IBK		0.47	0.03	0.21	0.04	0.26	0.04
		(0.09180)***	(0.00872)***	(0.12650)*	(0.01005)***	(0.18807)	(0.01275)***
SCOTIABANK		0.87	0.03	0.77	0.04	0.90	0.04
		(0.08571)***	(0.00872)***	(0.11901)***	(0.01005)***	(0.15526)***	(0.01275)***

1/ La desviación estándar está entre paréntesis.

2/ EL nivel de significancia se indica según *, **, *** para el 90%, 95% y 99% de confianza.

Elaboración propia.

En todos los casos, se observa que al imponer la restricción de una tasa libre de riesgo común a los cuatro bancos y además no observada, los estimados del riesgo sistemático de los bancos disminuye y ubica a todos con un beta menor a la unidad, independientemente del indicador utilizado como proxy del mercado de capitales. No obstante, se mantiene el ranking de sensibilidades ante el cambio de la rentabilidad del mercado de capitales, liderado por Scotiabank, seguido por BCP y BBVA, dejando en último lugar a Interbank con factores de riesgo por debajo de 0.5.

Finalmente, tal y como se planteó luego de obtener los resultados de la especificación de Black, un sistema de ecuaciones simultáneas estimado por el método SUR, se ajusta de mejor manera a la significancia del parámetro r_f . Además que mejora los resultados de Scotiabank, según lo cual, ahora los resultados son significativos con un 99% de confianza y tienen la misma tasa de retorno del activo libre de riesgo, consistente con lo que ocurre en la realidad.

3.5 ALGUNAS LIMITACIONES

La metodología aplicada en el presente estudio se ha basado en el marco teórico en el que se fundó el CAPM, así como en la revisión de literatura empírica para indagar cuáles son los indicadores que aproximan mejor las variables del modelo en la realidad y para distintos tipos de países.

Sin embargo, es necesario tener en cuenta que existen pequeños problemas con la metodología respecto al modelo original. El principal proviene del hecho que no se ha definido explícitamente lo que es el mercado que se usa para el CAPM. Es decir, se asume que los activos que se analizan deben ser parte del mercado que se considere al momento de tomar su tasa de retorno y demás; pero es complicado que en la realidad un índice mantenga a las mismas

acciones dentro de sus fuentes para armarlo puesto que suelen elegirse por las acciones más líquidas en cada periodo, y esto va variando con el paso del tiempo.

En el caso del mercado de capitales peruano, el IGBVL contiene a los cuatro bancos que se analizan solamente hasta el 2004, luego empiezan a aparecer empresas mineras y sólo quedó BBVA dentro del cálculo del índice y en algunos periodos apareció Credicorp. De todos modos, el IGBVL es bueno y útil para hacer un análisis de CAPM porque es una buena proxy de lo que es el mercado local en la realidad, cargado de mineras y cuyas fluctuaciones afectan menos que proporcionalmente el retorno de los cuatro bancos peruanos principales. Asimismo, el índice MSCI Global es una muy buena aproximación a nivel mundial también, pues no se puede pretender poner a los cuatro bancos peruanos dentro de la construcción del MSCI cuando su peso en la bolsa mundial es insignificante. Lo mismo ocurre con el MSCI de países emergentes.

De todas formas, sería interesante y recomendable poder construir un índice propio que se adecúe a los cuatro bancos , que los incluya durante todo el periodo y que además esté compuesto por las acciones de otras entidades del sistema financiero local para tener una aproximación más precisa y ajustada al sistema financiero peruano.

4. CONCLUSIONES

El análisis realizado encontró que, en general, el riesgo del mercado es un factor importante que explica el comportamiento de la rentabilidad de los bancos peruanos para los últimos 20 años frente a un mercado de capitales local, de países emergentes o a nivel global, cuya especificación más ajustada a la realidad es la de un sistema de ecuaciones simultáneas con restricción en la tasa libre de riesgo.

Específicamente, los resultados obtenidos al utilizar un indicador de mercado de capitales local como el IGBVL muestran que la relación entre la prima de riesgo específica del BCP y la prima de riesgo del mercado es de 0.46 y de 0.60; mientras que, si se amplía el mercado y se utiliza un indicador como el MSCI Países Emergentes o MSCI Global, el riesgo sistemático se reduce a 0.43 y 0.51, respectivamente.

Los estimados para el BBVA son diferentes. Se encuentra que para el mercado peruano, la relación entre la prima de riesgo específica del banco y la prima de riesgo del mercado es de 0.60. En cambio, el factor de riesgo de mercado alcanza estimados de 0.66 y de 0.75 según la especificación de MSCI Países Emergentes y MSCI Global, respectivamente.

Interbank es un caso particular. Los resultados obtenidos son menores en comparación a los tres bancos analizados anteriormente. Se encuentra que la relación entre la relación entre la prima de riesgo específica de Interbank y la prima de riesgo del mercado es de 0.47 en el escenario local; mientras que, la sensibilidad de la rentabilidad del banco disminuye notablemente a 0.21 y 0.26 según se utilice un mercado de capitales para países emergentes o a nivel global, respectivamente.

Por su parte, Scotiabank es el otro caso particular extremo dentro de la muestra, cuyos factores de riesgo están bastante cerca a la unidad. Se estima que la relación entre su prima de riesgo específica y la prima de riesgo del mercado es de 0.77 cuando se enfrenta a un mercado para países emergentes; mientras que su riesgo sistemático asciende a 0.87 y a 0.90 cuando se trata del mercado de capitales peruano y global. Y, en el caso de Black y Sharpe alcanza un 1.13 al enfrentarse al mercado de capitales global. El trasfondo de esta cifra

se relaciona con la historia del mismo banco. Scotiabank nació como Banco Wiese, que luego se integró con el Banco Lima Sudameris por problemas económicos, y que al haber sido comprado por Nova Scotia en los 2000, se repotenció la imagen del banco se reestructuró su capital y se renovó como concepto en banca, todo esto se ha reflejado en los precios de sus acciones, que es lo que lleva a retornos más volátiles y a un beta muy cercano a la unidad y más altos que el de los demás.

Hay que reconocer que los resultados obtenidos por estimación SUR del sistema de ecuaciones simultáneas a la Black se asemejan bastante a los estimados de la versión Sharpe, diferenciándose en centésimas.

En conclusión, si se compara este trabajo con lo revisado en el marco teórico, el comportamiento de la rentabilidad de los bancos peruanos se encuentra más cerca al de los bancos islámicos, y a los bancos privados antiguos indios (de Bombay), por su factor de riesgo de mercado menor a la unidad y por las características de los escenarios en que se les ha analizado (no recesión ni inmediata post-crisis).

Finalmente, la información brindada y el análisis realizado espera constituir un insumo importante en varios aspectos. Para el sector empresarial el costo del capital obtenido en función de la rentabilidad del capital propio sirve de guía para mejorar la toma de decisiones gerenciales relacionadas con las líneas de producción, con temas de expansión de la empresa o de apertura y reubicación de subsidiarias, de modo que no comprometan el ratio meta establecido. Además el riesgo sistemático estudiado en el presente trabajo es un indicador interesante para supervisores y reguladores de las finanzas en un país, ya que provee algunas señales acerca de los bancos que se verían más afectados ante un mismo escenario económico. Precisamente es aquí que radica una de las contribuciones más importantes del presente trabajo, pues la especificación de ecuaciones simultáneas aplicando el modelo CAPM ha permitido identificar los bancos que, teniendo el mismo escenario (mercado de capitales y tasas libres de riesgo), tienen una estructura de capital (activos y pasivos) similar o distinta entre ellos, de acuerdo al riesgo sistemático estimado para cada uno.

BIBLIOGRAFÍA

- Arakelyan, A., & Karapetyan, A. (2014). Cost of Bank Capital: evidence from European Banks.
- Barnes, M. L., & Lopez, J. A. (2006). Alternative measures of the Federal Reserve Banks' cost of equity capital. *Journal of Banking and Finance*, 1687-1711.
- Bartholdy, J., & Peare, P. (2005). Estimation of expected return: CAPM vs Fama and French. *International Review of Financial Analysis*.
- Brunner, R. F., Eades, K. M., Harris, R. S., & Higgins, R. C. (1998). Best practices in estimating the cost of capital: survey and synthesis. *Financial Practice and Education*, 13-28.
- Campbell, J., Lo, A., & MacKinlay, G. (1997). *The econometrics of financial markets*. Nueva Jersey: Princeton University Press.
- Castañeda Vargas, W. A. (2011). El beta como medida de riesgo sistemático.
- Charumathi, B., & Suraj, E. S. (2014). Comparing Stock Valuation Models for Indian Bank Stocks. *International Journal of Accounting and Taxation*, 11-127.
- Economica. (den 09 Diciembre 2016). *Indicadores de mercado*. Hämtat från Economica Web site: http://economica.com/support/manual/es_javas/Multiplos/Indicadores_de_mercado.htm
- Green, E. J., Lopez, J. A., & Wang, Z. (2003). Formulating the imputed cost of equity capital for priced services at Federal Reserve Banks. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 55-81.
- King, M. R. (2009). The cost of equity for global banks: a CAPM perspective from 1990 to 2009. *BIS Quarterly Review*.
- Liang, Y., & Wu, C. (2012). *Asset pricing and cost of equity for US banking sector by CAPM and TFPM from 1987-2011*.
- Ltaifa, M. B., & Khoufi, W. (2015). Determinants of Stock Returns in Islamic Banks. *Journal of Business Studies Quarterly*.
- Maccario, A., Sironi, A., & Zazzarra, C. (2002). Is bank's cost of equity capital different across countries? Evidence from the G10 countries major banks. *Libera Università Internazionale degli Studi Sociali (LUISS) Guido Carli*.
- Maduka, C. R. (2015). Capital Asset Pricing Model and Implication for a Developing Capital Market like Nigeria: A Case Study of the Quoted

Banks on Nigeria Stock Exchange. *Research Journal of Finance and Accounting*.

Perera, K. (2013). The cost of equity for Sri Lankan Private Banks: a CAPM Based Approach. *Central Bank of Sri Lanka*.

Thiripalraju, M., & Acharya, R. (2011). The cost of equity for Indian Banks: A CAPM Approach.

Van Binsbergen, J. H., Brandt, M. W., & Koijen, R. S. (2010). On the timing and pricing of dividends. (N. B. Research, Red.) *Journal of Economic Literature*.

Zimmer, S. A., & McCauley, R. N. (1991). Bank cost of capital and international competition. *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 33-59.





ANEXO 1: HISTÓRICO DE COTIZACIONES DE INTERBANK 2008-2009**BANCO INTERNACIONAL DEL PERU S.A.A. - INTERBANK****Renta Variable**

Código ISIN	Nemónico	Año - Mes	COTIZACIONES 2008				Precio Promedio S/.
			Apertura S/.	Cierre S/.	Máxima S/.	Mínima S/.	
PEP148001006	INTERBC1	2008-01	8.00	7.50	8.00	7.45	7.50
PEP148001006	INTERBC1	2008-02	7.60	8.00	8.00	7.50	7.51
PEP148001006	INTERBC1	2008-03	7.50	8.00	8.00	7.50	7.88
PEP148001006	INTERBC1	2008-04	8.22	7.81	8.33	7.40	7.65
PEP148001006	INTERBC1	2008-05	7.60	7.40	7.60	7.39	7.41
PEP148001006	INTERBC1	2008-06	7.00	6.20	7.00	6.00	6.20
PEP148001006	INTERBC1	2008-07	6.00	6.00	6.00	6.00	6.00
PEP148001006	INTERBC1	2008-08	5.88	5.82	5.88	5.80	5.82
PEP148001006	INTERBC1	2008-09	5.82	5.70	5.82	5.70	5.70
PEP148001006	INTERBC1	2008-10	--	--	--	--	--
PEP148001006	INTERBC1	2008-11	--	--	--	--	--
PEP148001006	INTERBC1	2008-12	--	--	--	--	--

Fuente: Memoria Anual 2008 INTERBANK

BANCO INTERNACIONAL DEL PERU S.A.A. - INTERBANK**Renta Variable**

Código ISIN	Nemónico	Año - Mes	COTIZACIONES 2008				Precio Promedio S/.
			Apertura S/.	Cierre S/.	Máxima S/.	Mínima S/.	
PEP148001006	INTERBC1	2008-01	8.00	7.50	8.00	7.45	7.50
PEP148001006	INTERBC1	2008-02	7.60	8.00	8.00	7.50	7.51
PEP148001006	INTERBC1	2008-03	7.50	8.00	8.00	7.50	7.88
PEP148001006	INTERBC1	2008-04	8.22	7.81	8.33	7.40	7.65
PEP148001006	INTERBC1	2008-05	7.60	7.40	7.60	7.39	7.41
PEP148001006	INTERBC1	2008-06	7.00	6.20	7.00	6.00	6.20
PEP148001006	INTERBC1	2008-07	6.00	6.00	6.00	6.00	6.00
PEP148001006	INTERBC1	2008-08	5.88	5.82	5.88	5.80	5.82
PEP148001006	INTERBC1	2008-09	5.82	5.70	5.82	5.70	5.70
PEP148001006	INTERBC1	2008-10	--	--	--	--	--
PEP148001006	INTERBC1	2008-11	--	--	--	--	--
PEP148001006	INTERBC1	2008-12	--	--	--	--	--

Fuente: Memoria Anual 2009 INTERBANK

ANEXO 2: TEST DFA DE LAS SERIES HISTÓRICAS PARA VERSIÓN SHARPE

Versión Sharpe/ Bonos soberanos peruanos a 10 años – IGBVL

Table: UROOT_RIF_BBVA Workfile: IGBVL SHARPE::Untitled\

View Proc Object Print Name Edit+/- CellFmt Grid+/- Title Comments+/-

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RIF_BBVA

	A	B	C	D	E	
1	Null Hypothesis: RIF_BBVA has a unit root					
2	Exogenous: Constant					
3	Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)					
4						
5					t-Statistic	Prob.*
6						
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic				-9.578330	0.0000
8	Test critical values:				1% level	-3.483312
9					5% level	-2.884665
10					10% level	-2.579180
11	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
12						
13						
14						
15	Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
16	Dependent Variable: D(RIF_BBVA)					
17	Method: Least Squares					
18	Date: 07/13/17 Time: 21:11					
19	Sample (adjusted): 2006M02 2016M06					
20	Included observations: 125 after adjustments					
21						
22	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
23						
24	RIF_BBVA(-1)	-0.850623	0.088807	-9.578330	0.0000	
25						

Table: UROOT_BCP Workfile: IGBVL SHARPE::Untitled\

View Proc Object Print Name Edit+/- CellFmt Grid+/- Title Comments+/-

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on BCP

	A	B	C	D	E	
1	Null Hypothesis: BCP has a unit root					
2	Exogenous: Constant					
3	Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)					
4						
5					t-Statistic	Prob.*
6						
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic				-11.32766	0.0000
8	Test critical values:				1% level	-3.483312
9					5% level	-2.884665
10					10% level	-2.579180
11	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
12						
13						
14						
15	Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
16	Dependent Variable: D(BCP)					
17	Method: Least Squares					
18	Date: 07/13/17 Time: 21:09					
19	Sample (adjusted): 2006M02 2016M06					
20	Included observations: 125 after adjustments					
21						
22	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
23						
24	BCP(-1)	-1.026116	0.090585	-11.32766	0.0000	
25						

Table: UROOT_RIF_IBK Workfile: IGBVL SHARPE::Untitled\

View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RIF_IBK									
		A		B		C		D	E
1		Null Hypothesis: RIF_IBK has a unit root							
2		Exogenous: Constant							
3		Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)							
4									
5		t-Statistic							
6		Prob.*							
7		Augmented Dickey-Fuller test statistic							
8		-10.39425							
9		0.0000							
8		Test critical values:							
9		1% level							
10		-3.488063							
9		5% level							
10		-2.886732							
10		10% level							
11		-2.580281							
12		*MacKinnon (1996) one-sided p-values.							
13									
14									
15		Augmented Dickey-Fuller Test Equation							
16		Dependent Variable: D(RIF_IBK)							
17		Method: Least Squares							
18		Date: 07/13/17 Time: 21:11							
19		Sample (adjusted): 2006M02 2016M06							
20		Included observations: 115 after adjustments							
21									
22		Variable		Coefficient		Std. Error		t-Statistic	Prob.
23									
24		RIF_IBK(-1)		-0.979626		0.094247		-10.39425	0.0000
25									

Table: UROOT_RIF_SCOTIA Workfile: IGBVL SHARPE::Untitled\

View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RIF_SCOTIA									
		A		B		C		D	E
1		Null Hypothesis: RIF_SCOTIA has a unit root							
2		Exogenous: Constant							
3		Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)							
4									
5		t-Statistic							
6		Prob.*							
7		Augmented Dickey-Fuller test statistic							
8		-10.54695							
9		0.0000							
8		Test critical values:							
9		1% level							
10		-3.483312							
9		5% level							
10		-2.884665							
10		10% level							
11		-2.579180							
12		*MacKinnon (1996) one-sided p-values.							
13									
14									
15		Augmented Dickey-Fuller Test Equation							
16		Dependent Variable: D(RIF_SCOTIA)							
17		Method: Least Squares							
18		Date: 07/13/17 Time: 21:11							
19		Sample (adjusted): 2006M02 2016M06							
20		Included observations: 125 after adjustments							
21									
22		Variable		Coefficient		Std. Error		t-Statistic	Prob.
23									
24		RIF_SCOTIA(-1)		-0.950092		0.090082		-10.54695	0.0000
25									

Table: UROOT_RMF Workfile: IGBVL SHARPE::Untitled\

View Proc Object Print Name Edit+/- CellFmt Grid+/- Title Comments+/-

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RMF

	A	B	C	D	E	
1	Null Hypothesis: RMF has a unit root					
2	Exogenous: Constant					
3	Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)					
4						
5					t-Statistic	Prob.*
6						
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic				-5.279524	0.0000
8	Test critical values: 1% level				-3.483751	
9	5% level				-2.884856	
10	10% level				-2.579282	
11						
12	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
13						
14						
15	Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
16	Dependent Variable: D(RMF)					
17	Method: Least Squares					
18	Date: 07/13/17 Time: 21:11					
19	Sample (adjusted): 2006M03 2016M06					
20	Included observations: 124 after adjustments					
21						
22	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
23						
24	RMF(-1)	-0.587157	0.111214	-5.279524	0.0000	
25						

Versión Sharpe/ Bonos del tesoro americano a 10 años – MSCI

Table: UROOT_RIF_BBVA Workfile: MSCI EM SHARPE::Untitled\

View Proc Object Print Name Edit+/- CellFmt Grid+/- Title Comments+/-

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RIF_BBVA

	A	B	C	D	E	
1	Null Hypothesis: RIF_BBVA has a unit root					
2	Exogenous: Constant					
3	Lag Length: 9 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)					
4						
5					t-Statistic	Prob.*
6						
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic				-4.979293	0.0001
8	Test critical values: 1% level				-3.480818	
9	5% level				-2.883579	
10	10% level				-2.578601	
11						
12	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
13						
14						
15	Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
16	Dependent Variable: D(RIF_BBVA)					
17	Method: Least Squares					
18	Date: 07/14/17 Time: 00:13					
19	Sample (adjusted): 2005M08 2016M06					
20	Included observations: 131 after adjustments					
21						
22	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
23						
24	RIF_BBVA(-1)	-1.247406	0.250519	-4.979293	0.0000	
25						

Table: UROOT_RIF_BCP Workfile: MSCI EM SHARPE::Untitled\

View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RIF_BCP									
		A	B	C	D	E			
1	Null Hypothesis: RIF_BCP has a unit root								
2	Exogenous: Constant								
3	Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)								
4									
5	t-Statistic Prob.*								
6									
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic				-11.89272	0.0000			
8	Test critical values:				1% level	-3.477487			
9					5% level	-2.882127			
10					10% level	-2.577827			
11									
12	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.								
13									
14									
15	Augmented Dickey-Fuller Test Equation								
16	Dependent Variable: D(RIF_BCP)								
17	Method: Least Squares								
18	Date: 07/14/17 Time: 00:13								
19	Sample (adjusted): 2004M11 2016M06								
20	Included observations: 140 after adjustments								
21									
22		Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.			
23									
24		RIF_BCP(-1)	-1.015797	0.085413	-11.89272	0.0000			
25									

Table: UROOT_RIF_IBK Workfile: MSCI EM SHARPE::Untitled\

View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RIF_IBK									
		A	B	C	D	E			
1	Null Hypothesis: RIF_IBK has a unit root								
2	Exogenous: Constant								
3	Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)								
4									
5	t-Statistic Prob.*								
6									
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic				-3.452029	0.0113			
8	Test critical values:				1% level	-3.493129			
9					5% level	-2.888932			
10					10% level	-2.581453			
11									
12	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.								
13									
14									
15	Augmented Dickey-Fuller Test Equation								
16	Dependent Variable: D(RIF_IBK)								
17	Method: Least Squares								
18	Date: 07/14/17 Time: 00:13								
19	Sample (adjusted): 2005M11 2016M06								
20	Included observations: 106 after adjustments								
21									
22		Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.			
23									
24		RIF_IBK(-1)	-0.702562	0.203521	-3.452029	0.0008			
25									

Table: UROOT_RIF_SCOTIA Workfile: MSCI EM SHARPE::Untitled\										
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-	
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RIF_SCOTIA										
		A	B	C	D	E				
1	Null Hypothesis: RIF_SCOTIA has a unit root									
2	Exogenous: Constant									
3	Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)									
4										
5								t-Statistic	Prob.*	
6										
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic							-11.06651	0.0000	
8	Test critical values: 1% level							-3.477487		
9	5% level							-2.882127		
10	10% level							-2.577827		
11										
12	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.									
13										
14										
15	Augmented Dickey-Fuller Test Equation									
16	Dependent Variable: D(RIF_SCOTIA)									
17	Method: Least Squares									
18	Date: 07/14/17 Time: 00:13									
19	Sample (adjusted): 2004M11 2016M06									
20	Included observations: 140 after adjustments									
21										
22		Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.				
23										
24		RIF SCOTIA(-1)	-0.937060	0.084675	-11.06651	0.0000				
25										

La prima de riesgo del mercado definida por MSCI Países Emergentes y los T-bonds

Table: UROOT_RMF Workfile: MSCI EM SHARPE::Untitled\										
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-	
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RMF										
		A	B	C	D	E				
1	Null Hypothesis: RMF has a unit root									
2	Exogenous: Constant									
3	Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)									
4										
5								t-Statistic	Prob.*	
6										
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic							-9.957113	0.0000	
8	Test critical values: 1% level							-3.477487		
9	5% level							-2.882127		
10	10% level							-2.577827		
11										
12	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.									
13										
14										
15	Augmented Dickey-Fuller Test Equation									
16	Dependent Variable: D(RMF)									
17	Method: Least Squares									
18	Date: 07/14/17 Time: 00:13									
19	Sample (adjusted): 2004M11 2016M06									
20	Included observations: 140 after adjustments									
21										
22		Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.				
23										
24		RMF(-1)	-0.836536	0.084014	-9.957113	0.0000				
25										

La prima de riesgo d mercado definida por MSCI Global y los T-bonds

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RMF						
	A	B	C	D	E	
1	Null Hypothesis: RMF has a unit root					
2	Exogenous: Constant					
3	Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)					
4						
5					t-Statistic	Prob.*
6						
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic			-9.925489	0.0000	
8	Test critical values:		1% level	-3.477487		
9			5% level	-2.882127		
10			10% level	-2.577827		
11						
12	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
13						
14						
15	Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
16	Dependent Variable: D(RMF)					
17	Method: Least Squares					
18	Date: 07/13/17 Time: 22:43					
19	Sample (adjusted): 2004M11 2016M06					
20	Included observations: 140 after adjustments					
21						
22	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
23						
24	RMF(-1)	-0.832893	0.083915	-9.925489	0.0000	
25						

ANEXO 3: TEST DFA DE LOS ERRORES DE LA ESPECIFICACIÓN DE SHARPE

Versión Sharpe/ Bonos soberanos peruanos a 10 años – IGBVL

Table: DFC_RESIDBBVA Workfile: IGBVL SHARPE::Untitled\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDBBVA									
				A	B	C	D	E	
1				Null Hypothesis: RESIDBBVA has a unit root					
2				Exogenous: Constant					
3				Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)					
4									
5							t-Statistic	Prob.*	
6									
7				Augmented Dickey-Fuller test statistic			-10.47488	0.0000	
8				Test critical values:			1% level	-3.483312	
9							5% level	-2.884665	
10							10% level	-2.579180	
11									
12				*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
13									

Table: DFC_RESIDBCP Workfile: IGBVL SHARPE::Untitled\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDBCP									
				A	B	C	D	E	
1				Null Hypothesis: RESIDBCP has a unit root					
2				Exogenous: Constant					
3				Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)					
4									
5							t-Statistic	Prob.*	
6									
7				Augmented Dickey-Fuller test statistic			-12.06520	0.0000	
8				Test critical values:			1% level	-3.483312	
9							5% level	-2.884665	
10							10% level	-2.579180	
11									
12				*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
13									

Table: DFC_RESIDIBK Workfile: IGBVL SHARPE::Untitled\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDIBK									
				A	B	C	D	E	
1				Null Hypothesis: RESIDIBK has a unit root					
2				Exogenous: Constant					
3				Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)					
4									
5							t-Statistic	Prob.*	
6									
7				Augmented Dickey-Fuller test statistic			-11.86382	0.0000	
8				Test critical values:			1% level	-3.488063	
9							5% level	-2.886732	
10							10% level	-2.580281	
11									
12				*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
13									

Table: DFC_RESIDSCOTIA Workfile: IGBVL SHARPE::Untitled\						
View	Proc	Object	Print	Name	Comments+/-	
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDSCOTIA						
	A	B	C	D	E	
1	Null Hypothesis: RESIDSCOTIA has a unit root					
2	Exogenous: Constant					
3	Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)					
4						
5					t-Statistic	Prob.*
6						
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic			-9.451193	0.0000	
8	Test critical values:			1% level	-3.483751	
9				5% level	-2.884856	
10				10% level	-2.579282	
11						
12	*Mackinnon (1996) one-sided p-values.					
13						

Versión Sharpe/ Bonos del tesoro americano a 10 años – MSCI

Table: DFC_RESIDBBVA Workfile: MSCI EM SHARPE::Untitled\						
View	Proc	Object	Print	Name	Comments+/-	
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDBBVA						
	A	B	C	D	E	
1	Null Hypothesis: RESIDBBVA has a unit root					
2	Exogenous: Constant					
3	Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)					
4						
5					t-Statistic	Prob.*
6						
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic			-11.30131	0.0000	
8	Test critical values:			1% level	-3.477487	
9				5% level	-2.882127	
10				10% level	-2.577827	
11						
12	*Mackinnon (1996) one-sided p-values.					

Table: DFC_RESIDBCP Workfile: MSCI EM SHARPE::Untitled\						
View	Proc	Object	Print	Name	Comments+/-	
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDBCP						
	A	B	C	D	E	
1	Null Hypothesis: RESIDBCP has a unit root					
2	Exogenous: Constant					
3	Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)					
4						
5					t-Statistic	Prob.*
6						
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic			-12.87043	0.0000	
8	Test critical values:			1% level	-3.477487	
9				5% level	-2.882127	
10				10% level	-2.577827	
11						
12	*Mackinnon (1996) one-sided p-values.					

Table: DFC_RESIDIBK Workfile: MSCI EM SHARPE::Untitled\						
View	Proc	Object	Print	Name	Comments+/-	
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDIBK						
	A	B	C	D	E	
1	Null Hypothesis: RESIDIBK has a unit root					
2	Exogenous: Constant					
3	Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)					
4						
5					t-Statistic	Prob.*
6						
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.852719	0.0033	
8	Test critical values:		1% level	-3.493129		
9			5% level	-2.888932		
10			10% level	-2.581453		
11						
12	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					

Table: DFC_RESIDSCOTIA Workfile: MSCI EM SHARPE::Untitled\						
View	Proc	Object	Print	Name	Comments+/-	
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDSCOTIA						
	A	B	C	D	E	
1	Null Hypothesis: RESIDSCOTIA has a unit root					
2	Exogenous: Constant					
3	Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)					
4						
5					t-Statistic	Prob.*
6						
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic			-11.42479	0.0000	
8	Test critical values:		1% level	-3.477487		
9			5% level	-2.882127		
10			10% level	-2.577827		
11						
12	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					

ANEXO 4: TEST DFA DE LAS SERIES HISTÓRICAS PARA VERSIÓN BLACK

Table: UROOT_BBVA Workfile: IGBVL BLACK::Untitled\						
View	Proc	Object	Print	Name	Comments+/-	
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on BBVA						
	A	B	C	D	E	
1	Null Hypothesis: BBVA has a unit root					
2	Exogenous: Constant					
3	Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=15)					
4						
5					t-Statistic	Prob.*
6						
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic			-14.81932	0.0000	
8	Test critical values:			1% level	-3.455387	
9				5% level	-2.872455	
10				10% level	-2.572660	
11						
12	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
13						

Table: UROOT_BCP Workfile: IGBVL BLACK::Untitled\						
View	Proc	Object	Print	Name	Comments+/-	
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on BCP						
	A	B	C	D	E	
1	Null Hypothesis: BCP has a unit root					
2	Exogenous: Constant					
3	Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=15)					
4						
5					t-Statistic	Prob.*
6						
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic			-15.85313	0.0000	
8	Test critical values:			1% level	-3.455387	
9				5% level	-2.872455	
10				10% level	-2.572660	
11						
12	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					

Table: UROOT_IBK Workfile: IGBVL BLACK::Untitled\						
View	Proc	Object	Print	Name	Comments+/-	
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on IBK						
	A	B	C	D	E	
1	Null Hypothesis: IBK has a unit root					
2	Exogenous: Constant					
3	Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=15)					
4						
5					t-Statistic	Prob.*
6						
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic			-15.36487	0.0000	
8	Test critical values:			1% level	-3.457061	
9				5% level	-2.873190	
10				10% level	-2.573054	
11						
12	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					

Table: UROOT_SCOTIA Workfile: IGBVL BLACK::Untitled\					
View	Proc	Object	Print	Name	Comments+/-
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on SCOTIA					
	A	B	C	D	E
1	Null Hypothesis: SCOTIA has a unit root				
2	Exogenous: Constant				
3	Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=15)				
4					
5				t-Statistic	Prob.*
6					
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic			-9.903166	0.0000
8	Test critical values:			1% level	-3.455486
9				5% level	-2.872499
10				10% level	-2.572684
11					
12	*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				

Table: UROOT_IGBVL Workfile: IGBVL BLACK::Untitled\					
View	Proc	Object	Print	Name	Comments+/-
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on IGBVL					
	A	B	C	D	E
1	Null Hypothesis: IGBVL has a unit root				
2	Exogenous: Constant				
3	Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=15)				
4					
5				t-Statistic	Prob.*
6					
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic			-8.678407	0.0000
8	Test critical values:			1% level	-3.455486
9				5% level	-2.872499
10				10% level	-2.572684
11					
12	*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				

ANEXO 5: TEST DFA DE LOS ERRORES DE LA ESPECIFICACIÓN DE BLACK

Table: DFC_RESIDBBVA Workfile: IGBVL BLACK::Untitled\						
View	Proc	Object	Print	Name	Comments+/-	
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDBBVA						
	A	B	C	D	E	
1	Null Hypothesis: RESIDBBVA has a unit root					
2	Exogenous: Constant					
3	Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=15)					
4						
5					t-Statistic	Prob.*
6						
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic				-16.01171	0.0000
8	Test critical values: 1% level				-3.455387	
9	5% level				-2.872455	
10	10% level				-2.572660	
11						
12	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					

Table: DFC_RESIDBCP Workfile: IGBVL BLACK::Untitled\						
View	Proc	Object	Print	Name	Comments+/-	
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDBCP						
	A	B	C	D	E	
1	Null Hypothesis: RESIDBCP has a unit root					
2	Exogenous: Constant					
3	Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=15)					
4						
5					t-Statistic	Prob.*
6						
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic				-13.42952	0.0000
8	Test critical values: 1% level				-3.455486	
9	5% level				-2.872499	
10	10% level				-2.572684	
11						
12	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					

Table: DFC_RESIDIBK Workfile: IGBVL BLACK::Untitled\						
View	Proc	Object	Print	Name	Comments+/-	
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDIBK						
	A	B	C	D	E	
1	Null Hypothesis: RESIDIBK has a unit root					
2	Exogenous: Constant					
3	Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=15)					
4						
5					t-Statistic	Prob.*
6						
7	Augmented Dickey-Fuller test statistic				-16.85717	0.0000
8	Test critical values: 1% level				-3.457061	
9	5% level				-2.873190	
10	10% level				-2.573054	
11						
12	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					

Table: DFC_RESIDSCOTIA Workfile: IGBVL BLACK::Untitled\					
View	Proc	Object	Print	Name	Comments+/-
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDSCOTIA					
		A	B	C	D E
1		Null Hypothesis: RESIDSCOTIA has a unit root			
2		Exogenous: Constant			
3		Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=15)			
4					
5				t-Statistic	Prob.*
6					
7		Augmented Dickey-Fuller test statistic		-16.82305	0.0000
8		Test critical values:		1% level	-3.455387
9				5% level	-2.872455
10				10% level	-2.572660
11					
12		*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

