

# **Mercado de capitales, intermediación financiera y crecimiento económico en el Perú (1995-2008)**

*Gaby Cortez Cortez*

## **RESUMEN**

Se examina las relaciones entre el sistema financiero, el mercado de capitales y el crecimiento de la economía peruana, utilizando información estadística para un periodo comprendido entre 1995-2008. Los cambios producidos por la liberalización del sector financiero, la desregulación y apertura de la economía desde hace más de una década son motivos suficientes para realizar estudios que nos permitan evaluar las posibles causas de las relaciones de largo plazo entre dichas variables.

Para determinar estas posibles relaciones se han aplicado técnicas econométricas mediante un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) para confirmar o rechazar la existencia de causalidad estadística, aplicando la prueba de Dickey Fuller Aumentada para establecer la existencia de raíces unitarias en las series, y la prueba de Johansen para comprobar la existencia de cointegración para el conjunto de las series.

**Palabras clave:** Sistema financiero, mercado de capitales, crecimiento, VAR.

## ABSTRACT

It examines the relationships between the financial system, the capital markets and the growth of the Peruvian economy, using statistical information for a period between 1995-2008. The changes brought about by the financial sector liberalization, deregulation and liberalization of the economy of more than a decade ago are sufficient grounds to conduct studies to evaluate possible causes of long-term relationships between these variables.

To establish these potential relationships we have been applied econometric techniques, using a vector autoregressive model (VAR) to confirm or deny the existence of causal statistical, using the Augmented Dickey Fuller test for determining the existence of unit roots in the series, and Johansen test for explaining the existence of cointegration for the whole series.

**Key words:** Financial system, stock market, growth, VAR.

## 1. Introducción

Durante casi dos décadas el sistema financiero peruano ha formado parte de toda una corriente de liberalización del sistema financiero mundial, expresado en una rápida expansión de los mercados de capitales en muchos países emergentes, y el ingreso de flujos financieros provenientes de economías desarrolladas. En el Perú esta corriente liberalizadora tuvo su expresión en la desregulación del mercado financiero, la privatización de empresas del Estado, y el ingreso de flujos financieros de competidores extranjeros para la compra de empresas bancarias nacionales bajo diversas modalidades, así como para la adquisición de valores dentro del mercado de capitales.

La relación entre la naturaleza de la expansión de los mercados y el crecimiento económico ha motivado que un número creciente de investigadores estén interesados en establecer empíricamente relaciones de largo plazo entre (i) el mercado de capitales, (ii) el sector bancario, y (iii) el desarrollo económico (Kassimatis y Spyrous, 2000).

El presente trabajo pretende encontrar resultados sobre el rol que juegan tanto el mercado de capitales como el sector bancario en una economía liberalizada como la del Perú, mediante una visión de conjunto que permita establecer los vínculos en ambas direcciones entre la actividad económica y el sistema financiero.

## 2. Revisión de la literatura

Ross Levine y Sara Zervos, en su trabajo *Stock Markets, Banks, and Economic Growth* (1998), señalan que históricamente la relación entre el sistema financiero y el crecimiento económico se ha centrado en los bancos, tal como se argumenta en los trabajos de Walter Bagehot (1837) y Joseph Schumpeter (1912). Mientras que en contraste, Robert Lucas Jr. (1988) argumenta que los economistas han otorgado “demasiado énfasis” al rol del sistema financiero; y Joan Robinson (1952) sostiene que los bancos responden pasivamente al crecimiento económico. De manera empírica, Robert King y Ross Levine (1993) muestran que el nivel de intermediación financiera sirve para hacer buenas predicciones de tasas de crecimiento económico de largo plazo, de acumulación de capital y de mejoras en la productividad.

En lo referente a la relación entre el mercado de capitales y el crecimiento económico de largo plazo, se plantean los modelos de liquidez y de riesgo. En el primero de estos modelos contrastado por Levine (1991) y Bencivenga (1995) se encuentra que los mercados de capitales más líquidos impulsan el crecimiento de la productividad. En el caso de los segundos modelos, Devereux y Smith (1994) y Obstfeld (1994) hallan que el riesgo compartido internacionalmente a través de mercados de capitales integrados acelera el crecimiento de la productividad.

A través del trabajo se muestra que la liquidez del mercado de valores y el desarrollo de los bancos predicen positivamente el crecimiento, la acumulación de capital y la mejora de la productividad. Al mismo tiempo se encuentra que el tamaño del mercado de valores, la volatilidad y la integración internacional no están vinculados de manera robusta con el crecimiento, ni están asociados de manera cercana con las tasas de ahorro privadas.

De otro lado, el trabajo de Konstantinos Kassimatis y Spyros Spyros, *Stock and credit market expansion and economic development in emerging markets: further evidence utilizing cointegration analysis* (2001) sostiene que durante las dos últimas décadas los Mercados de Valores Emergentes se han expandido rápidamente, indicándose que este crecimiento se debe a la liberalización financiera y al aumento en los flujos de los portafolios extranjeros de los países industrializados. El motivo de la atracción era la baja correlación que estos mercados mostraban en relación con los mercados industrializados, así como por los beneficios potenciales de la diversificación del porta-

folio. Asimismo, otro encanto adicional eran los prospectos muy buenos de crecimiento económico de estos mercados. Se plantea que un aspecto que no ha sido estudiado de manera adecuada es la naturaleza de la relación entre el crecimiento de los Mercados de Valores Emergentes y el desarrollo económico.

En tal sentido, los autores investigan la relación entre el desarrollo del mercado de acciones y el de crédito bancario con el desarrollo económico, para una muestra de cinco mercados de valores emergentes importantes. Los resultados parecen indicar que los mercados de acciones han jugado un rol trascendental en el caso de las economías relativamente liberalizadas, como Chile y México. Mientras que en economías financieramente reprimidas, tal como en el caso de India, el mercado de acciones no afecta el crecimiento del sector real. Asimismo, se plantean algunas particularidades de la naturaleza de este tipo de mercados, tal como el caso de los mercados de acciones especulativas y su relación negativa con el crecimiento económico.

Peter Rousseau y Sheng Xiao, en su trabajo *Banks, stock markets, and China's great leap forward* (2007), sostienen que China se ha convertido en la economía de crecimiento más rápido desde 1995 al 2005, habiéndose incrementado su PBI per capita a una tasa promedio anual de 9.1% durante estos años, y la inversión fija real per capita aumentó a una tasa de 15% anual. Este país ha pasado de ocupar el décimo al cuarto lugar en el mundo dentro de las economías más grandes, siguiendo a los Estados Unidos, Japón y Alemania. Este crecimiento sorprendente ha estado acompañado de reformas estructurales, dentro de las que se incluye las del sector financiero.

Estos cambios se llevaron a cabo de manera importante a partir de 1995 cuando se instituyeron las leyes del Banco Central de Reserva y de la Banca Comercial, a fin de establecer las bases de un sistema financiero competitivo. La aparición de la Bolsa de Shanghai en 1990 y la Bolsa de Shenzhen en 1991, inició un periodo de reestructuración financiera, que fue seguido por la promulgación de la Ley de Sociedades (1993) y la Ley de Valores (1998). A pesar del rápido crecimiento del mercado de valores de China, existe la duda sobre la calidad de este mercado.

En este trabajo se examina el rol que han jugado los factores financieros en el reciente aumento de la actividad del sector real en China. Se describen los retos institucionales que China enfrenta para construir un mercado de capitales que funcione bien,

## Mercado de capitales, intermediación financiera y crecimiento económico en el Perú (1995-2008)

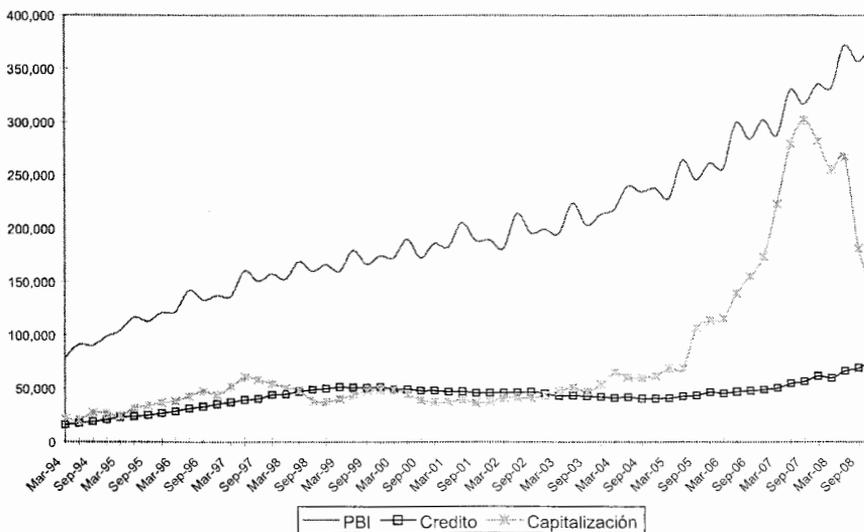
y que complemente al sistema bancario, lo que se muestra a través de un modelo específico en donde se encuentra que el sector bancario ha sido fundamental para este éxito. Al mismo tiempo, se señala que el desarrollo del mercado de capitales, medido por el tamaño de mercado y el volumen de negociación, no contribuyó significativamente a este resultado.

### 3. Exposición del tema

#### 3.1. Análisis de las variables

El PBI real de la economía peruana ha crecido a una tasa promedio anual de 5.4% durante los últimos quince años, en donde se incluye el escaso crecimiento de los años 1998 al 2001. En valores trimestrales el PBI real se ha incrementado a una tasa de 3 % promedio, alternándose al menos un trimestre de decrecimiento en cada año respectivamente (ver el Gráfico 1). En términos generales, esta variable ha tenido una tendencia positiva de 1994 al 2008.

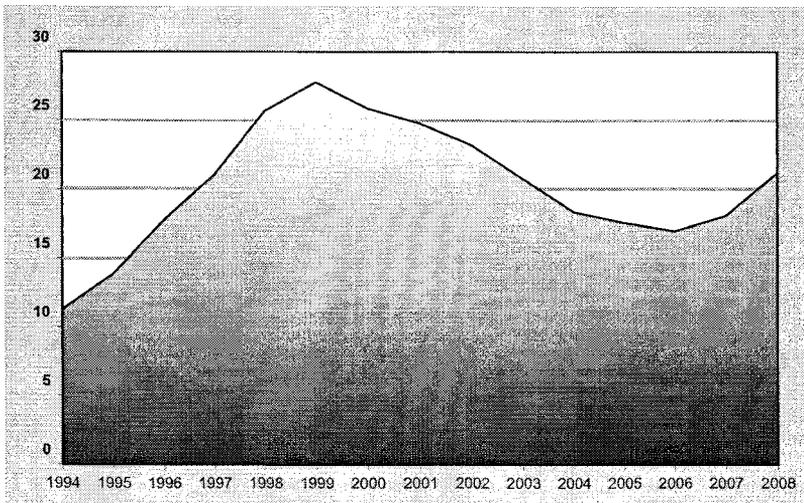
**Gráfico 1.** PBI, Crédito Bancario y Capitalización Bursátil: 1994-2008  
(En saldos trimestrales reales)



De otro lado, el total del crédito bancario anual dirigido al sector privado como porcentaje del PBI se ha mantenido en un nivel promedio de 20% anual de 1994 al 2008. Se puede notar sin embargo, que *este promedio fue excedido de 1997 al 2002*, que incluye los años en los cuales *el PBI anual se contrajo* significativamente; mientras que a partir del 2002 en donde se inicia la etapa la *expansión del PBI*, el *crédito bancario se redujo* por debajo del promedio anual, con excepción del año 2008 (ver el Gráfico 2)

El crédito bancario total dirigido al sector privado en términos trimestrales reales ha crecido a una tasa promedio por trimestre de 2.8 por ciento, por debajo de la tasa de crecimiento del PBI trimestral que fue de 3.0 por ciento, durante los quince años que se están analizando.

**Gráfico 2. CRÉDITO / PBI: 1994-2008 (%)**

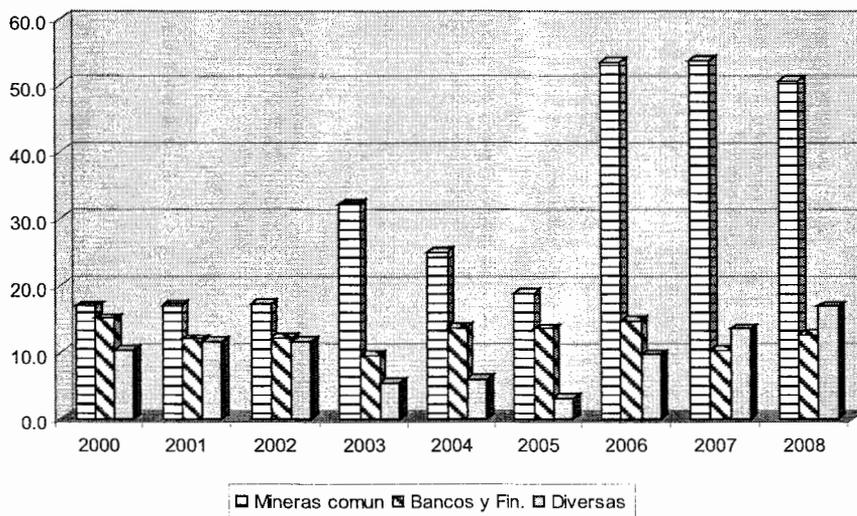


La capitalización bursátil de acuerdo a la definición de la Bolsa de Valores de Lima es “el valor de mercado (en términos monetarios) de una empresa que tiene sus valores inscritos en la Bolsa de Valores. La capitalización bursátil sirve también para medir el tamaño de un mercado bursátil, a partir de la suma de las capitalizaciones bursátiles de todas las empresas inscritas”.

## Mercado de capitales, intermediación financiera y crecimiento económico en el Perú (1995-2008)

Es así que la capitalización bursátil trimestral en valores reales durante el periodo 1994 a 2008 ha mostrado una tasa de crecimiento promedio de 4.1%, superando de manera significativa dicho promedio desde septiembre 2005 (54% de crecimiento al fin del tercer trimestre 2005) hasta junio 2007 (25.1% de crecimiento durante el segundo trimestre 2007), etapa en la cual se consolida el incremento del PBI (ver el Gráfico 1). Debe señalarse además que el *aumento importante* de la capitalización bursátil se explica fundamentalmente por el comportamiento de las *acciones mineras* y en menor medida por las de los bancos y diversas, mientras que las *acciones industriales* han sufrido una *disminución importante* en estos últimos años (ver el Gráfico 3).

**Gráfico 3.** Capitalización bursátil de mineras, bancos y diversas: 2000-2008 (% del total)



### 3.2. Datos y metodología

Para el análisis empírico se consideran las siguientes variables: i) para medir el desarrollo del sector bancario se utiliza como variable proxy los logaritmos de las cifras del crédito del sector bancario al sector privado, (ii) para medir el desarrollo del mercado de capitales se utiliza como variable proxy los logaritmos de las cifras de la capitalización bursátil, (iii) para medir el desarrollo de la actividad real se utiliza como variable proxy los logaritmos de las cifras del PBI. Todas las cifras utilizadas están en valores reales. La

información ha sido recogida de las Memorias y Boletines del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), de la Superintendencia de Banca y Seguros (SBS) y de la Comisión Nacional Supervisora de Empresas y Valores (CONASEV).

Para el desarrollo del trabajo se utiliza la metodología propuesta por Rousseau y Xiao (2007) para evaluar los posibles vínculos entre los factores financieros y la actividad real mediante la estimación de series temporales de tres variables aplicando un modelo de vector autorregresivo (VAR) de la forma:

$$X_{1,t} = a_{1,0} + \sum_{i=1}^k a_{1,i} x_{1,t-i} + \sum_{i=1}^k b_{1,i} x_{2,t-i} + \sum_{i=1}^k c_{1,i} x_{3,t-i} + \mu_{1,t} \quad (1a)$$

$$X_{2,t} = a_{2,0} + \sum_{i=1}^k a_{2,i} x_{1,t-i} + \sum_{i=1}^k b_{2,i} x_{2,t-i} + \sum_{i=1}^k c_{2,i} x_{3,t-i} + \mu_{2,t} \quad (2a)$$

$$X_{3,t} = a_{3,0} + \sum_{i=1}^k a_{3,i} x_{1,t-i} + \sum_{i=1}^k b_{3,i} x_{2,t-i} + \sum_{i=1}^k c_{3,i} x_{3,t-i} + \mu_{3,t} \quad (3a)$$

Donde  $x_1$  es el Producto Bruto Interno (PIB),  $x_2$  es el crédito interno (CRE), y  $x_3$  es una medida del mercado de capitales (CAP).

### 3.3. Resultados de las pruebas del modelo VAR

Cuando se aplica la prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF) para todas las series materia del informe con cuatro retrasos se ha encontrado lo siguiente:

#### 3.3.1. Para la serie del Producto Bruto Interno (PIB)

La prueba (ADF) plantea la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria o situación de no-estacionariedad (1) en la serie bajo evaluación. Por consiguiente, al efectuar la regresión

$$PIB_t = \rho PIB_{t-1} + \mu_t,$$

## Mercado de capitales, intermediación financiera y crecimiento económico en el Perú (1995-2008)

si se encuentra que  $\rho = 1$ , entonces se dice que la variable estocástica PIB, tiene una raíz unitaria. En econometría una serie de tiempo que tiene raíz unitaria se conoce como un camino aleatorio (random walk).

Para los fines presentes de prueba de la existencia de raíz unitaria, lo importante es el estadístico  $t$  (tau) de la variable del  $PBI_{t-1}$ . En el modelo los estadísticos críticos al 1%, 5%, y 10% son -3.562666, -2.914517 y -2.595033, respectivamente. Mientras que el valor  $t$  calculado es -2.741657, significa que en términos absolutos es menor que los valores críticos al 1% y 5%, y mayor al valor crítico de 10%, por lo que no se rechaza la hipótesis nula para los valores 1% y 5%, y se puede concluir que para estos valores la serie del PIB es no-estacionaria.

Continuando con el análisis se ha realizado una segunda prueba equivalente, calculando las series del PIB en primera diferencia, para determinar si

$$\Delta PIB_t = (PIB_t - PIB_{t-1}) \text{ es estacionaria.}$$

Los valores  $t$  críticos al 1%, 5%, y 10% calculados son -3.552666, -2.914517 y -2.595033, respectivamente. En términos absolutos, el valor de  $t$  de 8.054024 que excede a cualquiera de estos valores críticos, en consecuencia se puede rechazar la hipótesis nula, es decir, la serie del PIB en primera diferencia no presenta una raíz unitaria, lo que significa que es estacionaria.

Conforme a los resultados,  $\Delta PIB$  es estacionaria, es decir, se trata de un proceso estocástico  $I(0)$ , lo que significa que el PIB sin diferenciar es una serie de tiempo no-estacionaria  $I(1)$ , comportándose como un camino aleatorio.

### 3.3.2. Para la serie del crédito del sector bancario al sector privado

Tal como en el análisis de la prueba anterior, lo importante es el estadístico  $t$  (tau) de la variable del crédito del sector bancario al sector privado  $CRE_{t-1}$  para probar la existencia de raíz unitaria. En el modelo los estadísticos críticos al 1%, 5%, y 10% son -3.552666, -2.914517 y -2.595033, respectivamente. Mientras que el valor  $t$  calculado es -0.458783, que significa que en términos absolutos es menor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%, por lo que no se rechaza la hipótesis nula, es decir, la serie es no-estacionaria.

Nuevamente, se ha realizado una segunda prueba equivalente calculando las series en primera diferencia de CRE. En este caso se desea determinar si

$$\Delta CRE_t = (CRE_t - CRE_{t-1}) \text{ es estacionaria}$$

Los valores  $t$  críticos al 1%, 5%, y 10% calculados son -3.552666, -2.914517 y -2.595033, respectivamente. En términos absolutos, el valor de  $t$  de 1.968278 que se encuentra por debajo de estos valores críticos, en consecuencia se rechaza la hipótesis nula, es decir, la serie CRE en primera diferencia es estacionaria.

Por esta razón, se ha procedido a calcular la serie en segunda diferencia con los siguientes resultados para los valores críticos, al 1%, 5%, y 10%: -3.552666, -2.914517 y -2.595033, respectivamente, y un  $t$  estadístico de 5.869004, lo que nos indica que no se rechaza la hipótesis nula, lo que significa que la variable CRE, sin diferenciar es una serie de tiempo no-estacionaria.

### 3.3.3. Para la serie de Capitalización Bursátil (CAP)

Finalmente, luego del cálculo de la serie (CAP), se han obtenido los valores críticos al 1%, 5%, 10%, que son -3.552666, -2.914517 y -2.595033, respectivamente. Mientras que el valor  $t$  calculada es -0.795526, lo que significa que en términos absolutos es menor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%, por lo que no se rechaza hipótesis nula.

Se ha realizado una segunda prueba calculando las series en primera diferencia de CAP. En este caso se desea determinar si:

$$\Delta CAP_t = (CAP_t - CAP_{t-1}) \text{ es estacionaria.}$$

Los valores  $t$  críticos al 1%, 5% y 10% calculados son -3.552666, -2.914517 y -2.595033, respectivamente. En términos absolutos, el valor de  $t$  de 5.746754 se encuentra por encima de estos valores críticos, en consecuencia, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria.

Conforme a los resultados,  $\Delta CAP$  es estacionaria, es decir, se trata de un proceso estocástico  $I(0)$ , lo cual significa que la serie CAP, sin diferenciar es una serie de tiempo  $I(1)$ , comportándose como un camino aleatorio.

### 3.3.4. Cointegración

Probada la existencia de no-estacionariedad de la series bajo estudio, ahora nos toca probar si el conjunto de estas series están cointegradas, para lo cual vamos a utilizar la prueba de Johansen de cointegración sobre modelos VAR. Realizada la prueba se han obtenido los datos que se muestran en el Cuadro 1 que se anexa al informe.

En el Cuadro 1 se presenta el informe de los resultados de la prueba de las relaciones de cointegración, y dos tipos de pruebas estadísticas, *Eigenvalue* (2) y *Trace statistics*. En la primera columna de este cuadro se muestra el número de relaciones de cointegración bajo la hipótesis nula, en la segunda columna están los valores Eigen ordenados, en la tercera columna está la prueba estadística, y en las dos últimas los valores críticos al 5% y 1%; de tal forma que si el estadístico supera estos valores críticos, se aceptaría el supuesto de la existencia de una relación de cointegración de las series.

Cabe señalar que en la parte superior del Cuadro 1, la prueba asume la no estacionariedad en las series con un intercepto restringido en la relación de cointegración. Al realizar el análisis de estacionariedad de las series correspondientes se puede concluir que las variables PIB, CRE y CAP cointegran.

## 4. Conclusiones

El trabajo se propone mostrar la relación causal estadística entre el mercado de capitales, el sector bancario y la actividad real en el Perú, examinando datos trimestrales del periodo comprendido entre 1995-2008. Para tal efecto, se ha utilizado como proxy del desarrollo del mercado de capitales el logaritmo de la capitalización bursátil, para el desarrollo del sector bancario el logaritmo del crédito del sector bancario al sector privado, y como proxy del desarrollo del sector real el logaritmo del Producto Bruto Interno. Los datos se encuentran en términos reales.

A estas series se le aplicó dos pruebas para examinar la relación de existencia o no de causalidad estadística entre las variables mediante un modelo de Vector Autorregresivo (VAR). La primera prueba, de Dickey Fuller Aumentada (ADF), mostró que las series en forma individual se comportan como no-estacionarias o *random walk*. La segunda prueba, de Johansen, mostró la existencia de cointegración de estas tres variables.

Los resultados respecto al comportamiento de las variables bajo análisis nos permiten concluir que los supuestos teóricos son compatibles con los cálculos econométricos realizados.

## 5. Notas

- 1) La existencia de no-estacionariedad implica que la serie bajo estudio es de tipo I (1).
- 2) Sea  $A$  una matriz de  $n \times n$  con componentes reales. El número  $\lambda$  (real o complejo) se llama Eigen valor de  $A$ , si existe un vector  $v$  diferente de cero en  $C^n$  tal que:  $A v = \lambda v$ . El vector  $v \neq 0$  se llama Eigen vector de  $A$  correspondiente al Eigen valor de  $A$ . (Ver W. H. Green, 1999).

## 6. Bibliografía básica

GREEN, William H. (1999). *Análisis Econométrico*. Prentice Hall.

KASSIMATIS, Konstantinos y SPYROS, Spyros (2001). *Stock and credit market expansion and economic development in emerging markets: further evidence utilizing cointegration análisis*. Applied Economics.

LEVINE, Ross y ZERVOS, Sara (1998). *Stock Markets, Banks, and Economic Growth*. American Economic Association.

ROUSSEAU, Peter y XIAO, Sheng (2007). *Banks, stock markets, and China's great leap forward*. Emerging Markets Review. 2007.

**Mercado de capitales, intermediación financiera y crecimiento económico en el Perú (1995-2008)**

Anexo - Cuadro 1

Johansen Cointegration Test

Date: 05/17/09 Time: 15:32				
Sample(adjusted): 1995:2 2008:4				
Included observations: 55 after adjusting endpoints				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: CAP CRE PIB				
Lags interval (in first differences): 1 to 4				
<b>Unrestricted Cointegration Rank Test</b>				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.340867	46.83507	29.68	35.65
At most 1 **	0.248671	23.90946	15.41	20.04
At most 2 **	0.138264	8.184336	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates 3 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.340867	22.92562	20.97	25.52
At Most 1 *	0.248671	15.72512	14.07	18.63
At Most 2 **	0.138264	8.184336	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating equation(s) at the 5% level				
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 1% level				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b**S11*b=I):				
CAP	CRE	PIB		
-14.52833	16.28849	29.77057		
2.463622	9.491098	-26.94925		
0.764605	-12.94933	-0.786099		
<b>Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):</b>				
D(CAP)	-0.001447	-0.000924	0.019809	
D(CRE)	-0.005252	-0.002909	-0.000681	
D(PIB)	-0.027690	0.036167	-0.003193	
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	322.0696	
Normalized cointegrating coefficients (std.err. In parentheses)				
CAP	CRE	PIB		
1.000000	-1.121154	-2.049139		
	(0.25646)	(0.32310)		
Adjustment coefficients (std.err.in parentheses)				
D(CAP)	0.021017			
	(0.12103)			
D(CRE)	0.076300			

## Gaby Cortez Cortez

### Johansen Cointegration Test

	(0.02161)	
D(PIB)	0.402285	
	(0.18733)	
<hr/>		
<b>2 Cointegrating Equation(s):</b>	<b>Log likelihood</b>	<b>329.9322</b>
<hr/>		
Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)		
CAP	CRE	PIB
1.000000	0.000000	-4.053051
	(0.25646)	(0.40146)
0.000000	1.000000	-1.787366
		(0.32752)
Adjustment coefficients (std.err.in parentheses)		
D(CAP)	0.018740	-0.032332
	(0.12274)	(0.15703)
D(CRE)	0.069134	-0.113149
	(0.02087)	(0.02670)
D(PIB)	0.491386	-0.107764
	(0.17080)	(0.21851)
<hr/>		