

El impacto de la Volatilidad del Tipo de Cambio sobre el nivel de Exportaciones Manufactureras en el Perú 1994 - 2004

Aldo Adamo Otero

Código: 2000110051

aldo_adamo_otero@gmail.com

Mario Silva Arteta

Código: 2000112593

marioalejo77@gmail.com

Resumen ejecutivo¹

Este trabajo de investigación examina el impacto de la volatilidad del tipo de cambio en las exportaciones manufactureras en el Perú. Diversos estudios han demostrado que tal influencia es ambigua y que depende mucho de las características propias de cada país. Observando el comportamiento de las exportaciones manufactureras para un periodo muestral mensual de 1994.01 a 2004.01 se han evidenciado importantes fluctuaciones, mientras que el tipo de cambio real experimentó una marcada depreciación. En este sentido, el objetivo de este trabajo de investigación es intentar una aproximación del impacto de una mayor fluctuación cambiaria sobre las exportaciones utilizando un análisis de cointegración y estimación de un modelo de corrección de errores por medio de las metodologías de Johansen y Engle & Granger. Para ello, se ha construido como medida de aproximación de la incertidumbre del tipo de cambio, una volatilidad histórica y como alternativa se ha modelado una estimación GARCH, por medio de la cual se obtiene una varianza condicional. Los resultados muestran evidencia de una influencia negativa y significativa del tipo de cambio hacia las exportaciones en el largo plazo mientras que para el corto plazo no hay evidencia de una influencia negativa.

¹ Agradecemos a Vicente Tuesta por el apoyo brindado para la elaboración del presente documento.

Parte

1 Introducción

No existe un consenso claro acerca de cómo afecta la volatilidad del tipo de cambio a los volúmenes exportados o del signo de dicha influencia². Un gran número de estudios han argumentado que la volatilidad cambiaria impondrá costos adicionales en los agentes adversos al riesgo, mientras que otros autores han encontrado que el comercio puede beneficiarse de la volatilidad cambiaria, ya que se le consideraría como una opción más, similar a los instrumentos financieros, con la que las empresas pueden especular. Esta situación se ve confundida todavía más por la existencia de evidencia empírica apoyando ambas posiciones³.

Una razón por la cual la volatilidad cambiaria puede tener un efecto importante en el desempeño económico de las empresas exportadoras es el hecho de que una mayor fluctuación del tipo de cambio puede tener un efecto directo en los precios de los bienes transables lo que finalmente determinaría el volumen exportado⁴. Otra razón es el llamado "efecto hoja de balance", que se da cuanto una parte muy importante de la deuda de las empresas esta denominada en moneda extranjera, pero sus ingresos están denominados en moneda nacional. Movimientos bruscos en el tipo de cambio pueden alterar el valor neto de las empresas, lo cual puede tener efectos negativos sobre su acceso al crédito y por ende su capacidad de invertir o desempeñarse apropiadamente⁵.

Mediante la utilización de herramientas econométricas de análisis de cointegración se van a aproximar el impacto de corto y largo plazo para una muestra mensual de 1994.01 a 2004.01. En este sentido, se aplicarán las metodologías de Johansen para las estimaciones de largo plazo y la de Engle y Granger para las de corto plazo. Se aproximarán medidas de la incertidumbre cambiaria mediante la construcción de una serie de la volatilidad histórica y como alternativa se modelará una volatilidad condicional (GARCH). Antes de proceder a los análisis antes mencionados, se van a aplicar metodologías para evaluar estacionalidad, quiebres estructurales y estacionariedad. Para esta última, se aplicaran una batería de test de raíz unitaria.

El presente trabajo se encuentra dividido en ocho partes. En primer lugar, se presentan los antecedentes de la economía peruana desde inicios de la década de los noventa hasta la actualidad. En segundo lugar, se explica brevemente las dos escuelas más conocidas sobre el impacto de la volatilidad del tipo de cambio y el comercio. En tercer lugar, se muestra alguna evidencia a priori de alguna posible relación entre estas dos variables en el caso peruano. En cuarto lugar, se muestra la metodología empleada y los hallazgos. Posteriormente, se muestran las conclusiones y finalmente, los anexos.

² Aguirre, Antonio; Ferreira, Alfonso y Notini, Hilton (2003) "The Impact of Exchange-rate Volatility on Brazilian Manufactured Exports", en Textos para discusión, Centro para la Investigación de la Economía Internacional (CEPE: <http://www.cepe.ecn.br/>), Brasil.

³ Chowdhury, Abdur R. (1993) *Does Exchange-rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from error-correction models*, en *The Review of Economics and Statistics*, Vol 75, N° 4 (Nov 1993), Pp. 700-706

⁴ Para más detalle vease Miller, Shirley(2002), "Estimación del Pass-Through del tipo de cambio a precios :1995-2002", Estudios Económicos, BCRP.

⁵ Carranza L.J.; Cayo J.M.; Galdon-Sanchez J.E. (2003) "Exchange rate volatility and economic performance in Peru: a firm level analysis" en *Emerging Markets Review*, Diciembre 2003, vol. 4, no. 4, Pp. 2

Parte

2 Antecedentes de la economía peruana

Situación a Inicios de la década de los noventa

El inicio de la última década del siglo XX encontró al Perú en una situación por demás precaria, y en apariencia sin esperanza. El Perú atravesaba su tercer año de hiperinflación e hiperrecesión⁶. Durante los años de su gobierno, Alan García había puesto en marcha una serie de políticas populistas que dejaron al país sumido en una crisis total, extendida a todos los sectores de la economía. Todo periodo del gobierno de García vio la dilapidación de las reservas internacionales que el país había acumulado hasta 1985 con el propósito de expandir artificialmente la demanda interna⁷. Estas medidas se extendieron por toda la economía, afectando a todos los sectores sociales de un modo u otro. En palabras de Abusada, Du Bois, Morón y Valderrama⁸:

El aparato estatal comenzó a crecer desmedidamente; se multiplicó el número de servidores públicos, quienes se incorporaban sobre la base de los antiguos sistemas de clientelismo o prebenda política. Los sueldos públicos se incrementaron sin guardar relación alguna con criterios normales de carrera pública o productividad, al tiempo que se decretaban sistemáticamente aumentos generales de sueldos y salarios aplicables al sector privado. Este último, por su parte, vio aumentar sus utilidades de manera vertiginosa durante dos años consecutivos, fundamentalmente sobre la base de controles de precios, subsidios cambiarios, protección arancelaria, y aumento artificial de la demanda. Los que menos se favorecieron fueron los sectores rurales empobrecidos, quienes no vieron un aumento concomitante de los programas sociales o la inversión pública productiva. No menos importante fue, por último, el flujo de ingresos derivados hacia la burocracia estatal que manejaba el frondoso esquema de autorizaciones, licencias y favores que se dispensaban con amplio margen de discrecionalidad.

No debe sorprender a nadie que una serie de políticas de esta naturaleza eventualmente tuvieron un efecto desastroso sobre la economía nacional. Sin embargo, los primeros indicios de esto no fueron evidentes hasta que las reservas internacionales se agotaron dos años más tarde, lo cual unido a las severas distorsiones artificiales creadas por las medidas del gobierno dio inicio a una severa crisis económica. Para fines de 1987 la situación se había deteriorado considerablemente, y en un intento por mantener las políticas que habían llevado al país al estado en que se encontraba, el gobierno de García ejecutó una serie de paquetes de ajuste, evitando a toda costa un ajuste drástico para estabilizar la economía⁹ (debido a consideraciones políticas) y que a larga desencadenó la terrible hiperinflación así como también una terrible caída en la recaudación fiscal. El país inició la última década del siglo XX en total aislamiento de la comunidad financiera internacional, con una contracción de las remuneraciones reales en 50% con respecto a 1985, una reducción en términos reales de los gastos de salud y educación en 15%, un nivel de reservas

⁶ Parodi, Carlos (2000) "Perú 1960-2000: Políticas económicas y sociales en entornos cambiantes". 1a ed. Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico. Pp. 259

⁷ Morón, Eduardo; Abusada, Roberto; Du Bois, Fritz; y Valderrama, José. "La Reforma Incompleta" en Morón, Eduardo; Abusada, Roberto; Du Bois, Fritz; y Valderrama, José. (2000) "La Reforma Incompleta: rescatando los noventa." Universidad del Pacífico e Instituto de Economía, Tomo I, Agosto de 2000, Lima. Pp. 15

⁸ Loc. cit.

⁹ Parodi, Op. Cit. Pp. 216-222

internacionales netas negativo, un crecimiento de la deuda externa pública de US\$ 13,000 millones a US\$ 20,000 millones, y un malestar social generalizado que socavaba las bases de la democracia¹⁰.

Durante este periodo el tipo de cambio nominal de la moneda nacional en relación al dólar estuvo sujeto a una amplia manipulación por parte del gobierno. Existían diversos tipos de cambio distintos, entre los que se encontraba el tipo de cambio MUC (mercado único de cambios), y un tipo de cambio financiero. La idea era proporcionar dólares baratos a los industriales para comprar insumos para que pudieran bajar sus costos. Al mismo tiempo, para mantener contentos a los exportadores se introdujo un tipo de cambio múltiple (bajo para los importadores de insumos, alto para los exportadores e importadores de bienes de consumo prescindibles). Este sistema se prestaba desde luego a la corrupción y generaba un déficit cuasi-fiscal¹¹. Por supuesto, todo este ambiente de intervención y crisis económica ocasionaron un prolongado periodo de distorsiones que harían extremadamente complicado el determinar cualquier relación entre la volatilidad cambiaria y el nivel de exportaciones.

Reformas económicas realizadas durante la década de los noventa

Durante el primer gobierno de Alberto Fujimori se trabajó arduamente para remediar esta situación. Tal como lo indican Carranza, Cayo y Galdón-Sánchez (2003)¹² una combinación de políticas macroeconómicas prudentes y un agresivo programa de reforma estructural fueron claves para una impresionante mejora. El crecimiento del PBI per capita alcanzó un promedio del 7% anual durante el periodo de 1993 a 1997; al mismo tiempo que se obtenían tasas de inflación de un sólo dígito; la inversión y los ahorros aumentaron del 16.5% y 11.8% del PBI en 1990 a 24.6% y 19.4% respectivamente. Pero lo más impresionante tuvo lugar en el aspecto fiscal: por primera vez en más de 20 años se obtuvo un superávit. Sin embargo, hubo áreas de la economía a las que no se le prestó suficiente atención, por lo cual el país quedó en cierto modo vulnerable a las crisis externas que se dieron a partir de 1997¹³.

Crisis internacionales y su efecto en la economía del Perú

Después de un periodo de alto crecimiento económico durante la parte central de la década, el Perú se vio afectado por una serie de crisis internacionales que afectaron negativamente su desempeño.

Impacto de la Crisis Asiática

En 1997 los países del Sudeste Asiático entraron en crisis tras varias décadas de amplio crecimiento económico y mejoras sociales, que hacían que muchos lo calificaran como un milagro¹⁴. Esta crisis afectó al Perú por dos caminos. Primero, las devaluaciones de los países asiáticos y su continua crisis provocaron una caída en el precio de las materias primas, afectando así a nuestras exportaciones. Por otro lado, a partir de octubre de 1997 se empezó a apreciar una salida de capitales¹⁵.

Impacto de la Crisis Rusa

La crisis Rusa fue originada en parte por la crisis asiática. A pesar de los numerosos indicios de una economía débil, Rusia recibió una gran cantidad de préstamos de la

¹⁰ Parodi, Op. Cit. Pp. 260-261

¹¹ Parodi, Op. Cit. Pp. 210

¹² Carranza L.J., et. al. Loc. Cit.

¹³ Para una revisión más detallada de las reformas que tuvieron lugar durante la década de los noventa, ver el Anexo No7

¹⁴ Krugman, Paul. 1998. "[What Happened to Asia?](#)" Manuscrito. MIT. Enero

¹⁵ Parodi, Op. Cit. Pp. 330-332

comunidad internacional; por lo cual cuando estalló la crisis asiática los acreedores temieron lo peor para Rusia. Para agosto de 1998 la salida masiva de capitales llevó a una situación extrema en la que el gobierno ruso se vio obligado a declarar una moratoria de su deuda externa¹⁶. Esto afectó a la economía peruana a través de un recorte de las líneas de crédito de corto plazo que los bancos tenían con entidades financieras internacionales, lo cual a su vez produjo una contracción del crédito de los bancos privados, además de una salida de capitales del país¹⁷.

Impacto de la Crisis Brasileira

Hacia fines de 1998, Brasil mostraba indicadores macroeconómicos muy preocupantes, ya que tenía problemas fiscales que su ancla monetaria no le permitía solucionar. Esto, unido a las crisis asiática y rusa determinó una salida masiva de capitales. A pesar de los esfuerzos de las autoridades brasileiras por controlar la situación, se desencadenó una crisis que no encuentra solución hasta que Brasil acepta devaluar el real¹⁸. Esto afectó al Perú a través de la percepción de los inversionistas extranjeros, que empezaron a temer una crisis en cadena en toda la región, lo cual disminuyó todavía más la entrada de capitales a nuestro país¹⁹.

El Fenómeno del Niño

El efecto del Fenómeno del Niño que tuvo lugar en el primer trimestre de 1998 puede apreciarse en varios niveles. Tuvo un efecto directo sobre la actividad productiva, particularmente en la pesca y en la agricultura²⁰. Por otro lado, ocasionó un severo daño a la infraestructura, lo cual implicó aumentar la inversión pública para asumir los costos de reconstrucción, generando una presión adicional sobre las cuentas fiscales en un momento cuando la coyuntura externa es particularmente adversa al país²¹.

Situación Actual

Tras los efectos negativos de las crisis internacionales sobre la economía el Perú entró en un periodo recesivo marcado por una disminución del ritmo del crecimiento y una severa contracción de las inversiones. La depreciación del tipo de cambio nominal ocasionada por la coyuntura internacional disparó una severa caída en la demanda interna, debido a que el mayor nivel de tipo de cambio nominal fue compensado por una caída en el precio de los bienes no transables, resultando en una reducción en los márgenes de utilidad y salarios nominales, que su vez tuvo un efecto negativo en los balances de los bancos y a través de ellos en el crédito²². Además de los problemas macroeconómicos, la inestabilidad política que se inició con las elecciones del año 2000 no concluyó hasta la elección de Alejandro Toledo en el 2001²³

¹⁶ Parodi, Op. Cit. Pp. 316-321

¹⁷ Parodi, Op. Cit. 333-334

¹⁸ Parodi, Op. Cit..Pp. 321-322

¹⁹ Parodi, Op. Cit.. 334

²⁰ Parodi, Op. Cit.. 332

²¹ *Ibíd.*

²² Carranza L.J.;et. al. Loc. Cit

²³ *Ibíd.*

Parte

3

Revisión de literatura

El efecto de la volatilidad del tipo de cambio sobre el intercambio comercial ha sido objeto de debate durante bastante tiempo. En general, se puede distinguir la opinión de los investigadores en dos campos o escuelas: la escuela tradicional, y la escuela de riesgo de portafolio²⁴. A continuación explicaremos la postura de cada una de ellas.

La Escuela Tradicional

Los modelos tradicionales examinan como actúan las empresas no diversificadas, cuyos beneficios están relacionados directamente al movimiento de un tipo de cambio bilateral²⁵. Los primeros estudios, que se centraban en el comportamiento de las empresas, tomaban como supuesto que un incremento en la volatilidad del tipo de cambio incrementaría la incertidumbre sobre los beneficios de los contratos denominados en la moneda extranjera, lo cual reduciría por lo tanto el intercambio internacional que se daría de no existir la incertidumbre²⁶. Esta incertidumbre sería un incentivo para los agentes neutrales o adversos al riesgo para trasladarse al mercado interno, el cual presentaría un menor riesgo²⁷.

Entre los estudios teóricos más representativos de esta escuela, Côté (1994) identifica a los de Clark (1973), Baron (1976) y Koper y Kohlhagen (1978)²⁸. En su modelo, Clark asume que las empresas producen productos homogéneos que son vendidos en el mercado internacional, operando en competencia perfecta²⁹. Otros supuestos para simplificar el modelo son que las firmas no utilizan insumos importados, que el precio en moneda extranjera del bien exportado es una variable exógena, contratos denominados en moneda extranjera y la posibilidad de cobertura es limitada³⁰. Debido a que la incertidumbre cambiaría ocasiona incertidumbre sobre los flujos esperados de efectivo, las empresas deben incorporar este riesgo en la función de utilidad que utilizan para calcular su nivel de exportaciones. Se asume que la utilidad esperada es una función cuadrática de los ingresos expresados en la moneda local: $U(\pi) = a\pi + b\pi^2$. Con aversión al riesgo ($b < 0$), la condición de primer orden requiere que el ingreso marginal exceda al costo marginal³¹. Una firma adversa al riesgo deseará reducir su exposición al mismo, lo cual consigue reduciendo sus ventas, con lo cual disminuirán tanto las ganancias como la varianza de las mismas, pero la utilidad esperada aumentará; tomando en cuenta desde luego que si alguno de los insumos es importado, esta caída de la producción será algo menor³².

Por otro lado, Baron relaja el supuesto de competitividad perfecta, concentrándose más bien en el rol de la moneda en que se denomina las facturas³³. Cuando se

²⁴ Pickard, Joseph C. (2003) "Exchange Rate Volatility and Bilateral Trade Flows: An Analysis of U.S. Demand for certain Steel Products From Canada and Mexico", Tesis presentada a la Facultad del Instituto Politecnico de Virginia y Universidad del Estado. 14 de Junio, 2003, Falls Church, Virginia, EEUU. pp. 2

²⁵ Côté, Agathe (1994) "Exchange Rate Volatility and Trade: A Survey". Banco de Canadá, documento de trabajo No94-5. Mayo. pp. 3

²⁶ Pickard, Loc. Cit.

²⁷ Ibíd.

²⁸ Ibíd.

²⁹ Côté, Loc. Cit.

³⁰ Ibíd.

³¹ Ibíd.

³² Ibíd.

³³ Ibíd.

factura en moneda extranjera, la empresa enfrenta riesgo cambiario, y cuando factura en moneda nacional, enfrenta riesgo de cantidad demandada³⁴. Así pues, conforme aumente la incertidumbre cambiaria, las empresas adversas al riesgo y maximizadoras de utilidades, incrementarán los precios cuando se utilice la moneda extranjera para facturar³⁵. Baron afirma que la forma como las empresas maximizan su utilidad (minimizan el riesgo) cuando utilizan la moneda nacional para facturar dependerá de la forma de la curva de demanda que enfrente, es decir, reducir precios cuando la demanda es lineal, incrementando la demanda y reduciendo la variancia de los beneficios³⁶.

Por otro lado, Côté menciona que Hooper y Kohlhagen examinan el comercio bilateral en un marco en el que el tipo de cambio nominal es la única fuente de incertidumbre³⁷. Los parámetros claves de su modelo son la moneda en que se denominan los contratos, la proporción de cobertura y los distintos grados de aversión al riesgo de los importadores y exportadores, y que la práctica estándar es denominar una fracción de los contratos en moneda extranjera, y realizar una operación de cobertura para el resto en los mercados de forwards³⁸. Como los parámetros son exógenos y determinan el grado de exposición al riesgo, la variabilidad del tipo de cambio afecta solamente a la porción que no está cubierta por los instrumentos derivados³⁹. Otros supuestos de este modelo son que el importador es un tomador de precios, que el importador enfrenta una curva de demanda conocida y que los exportadores venden la totalidad de su producción al exterior en un marco monopolístico⁴⁰. La conclusión a la que arribaron con este modelo es que si la volatilidad del tipo de cambio aumenta, la curva de demanda se desplazará hacia abajo, con una consecuente caída tanto en la cantidad producida como en sus precios cuando los importadores enfrenten riesgo cambiario⁴¹. Por otro lado, las cantidades disminuirán y los precios aumentarán en el caso de que sean los exportadores quienes tengan que sobrellevar el riesgo⁴².

Se puede observar que en todos estos modelos para probar que la mayor volatilidad cambiaria genera una disminución del comercio internacional existen varios supuestos básicos: se asume aversión al riesgo; que la cobertura perfecta contra el riesgo cambiario es imposible o muy costosa; que la variabilidad del tipo de cambio es la única fuente de incertidumbre para la empresa; que las empresas no pueden ajustar su producción y sus exportaciones una vez que se resuelve la incertidumbre, y por lo tanto, cambios en el tipo de cambio no crean oportunidades para incrementar las ganancias⁴³. Al relajarse estos supuestos se observa que la relación no es tan clara. Inclusive el supuesto de aversión al riesgo no es suficiente para concluir que la volatilidad cambiaria reduce el intercambio comercial; ya que este resultado depende de las propiedades de la función de utilidad⁴⁴. Por otro lado, cuando mayor es el acceso a los mercados de futuros y de forwards, menor es el efecto de la volatilidad cambiaria, puesto que las empresas están en condiciones de hacer cobertura utilizando los derivados financieros. Además, para una empresa moderna, la volatilidad del tipo de cambio puede representar sólo un riesgo menor y altamente diversificable⁴⁵.

³⁴ *Ibid.*

³⁵ Pickard, Op. Cit. pp 3

³⁶ *Ibid.*

³⁷ Côté. Op. Cit . pp. 4

³⁸ *Ibid.*

³⁹ *Ibid.*

⁴⁰ Pickard, Loc. Cit.

⁴¹ Côté, Loc. Cit.

⁴² *Ibid*

⁴³ Côté. Op. Cit. Pp. 5

⁴⁴ Loc. Cit

⁴⁵ Côté. Op. Cit. Pp. 7

La Escuela del Riesgo de Portafolio

Esta escuela reúne a aquellos que comparten la opinión de que la escuela tradicional no es realista. Se ha argumentado que a pesar de que la convexidad de la función de utilidad puede implicar una correlación positiva entre el comercio y el riesgo cambiario, el pilar más prominente de esta escuela examina el riesgo cambiario desde la perspectiva de la teoría moderna de la diversificación de portafolio⁴⁶. Debido a que los agentes económicos tratan de maximizar su rentabilidad diversificando los niveles de riesgo en sus portafolios de inversión, se dedican simultáneamente a actividades con riesgos bajos, medianos y altos; con sus respectivas tasas de retorno potenciales⁴⁷. Los agentes neutrales al riesgo no serán disuadidos de comerciar debido al riesgo, ya que este les proporcionará un medio para diversificar el riesgo de sus portafolios, incrementado sus ganancias esperadas⁴⁸.

Las empresas también pueden hacer uso de derivados financieros para realizar cobertura contra el riesgo cambiario, fijando su tipo de cambio a un nivel de su elección, aunque con esto estarían renunciando a posibles ganancias de darse un movimiento favorable en el tipo de cambio. Sin embargo, en la mayoría de los casos las empresas en los países menos desarrollados como el Perú no tienen acceso a mercados de futuros y forwards bien desarrollados, lo cual limita sus opciones de cobertura⁴⁹. El tamaño de los contratos y sus plazos hacen problemático el tomar ventaja de los movimientos del tipo de cambio y no permiten proteger a la empresa del riesgo cambiario.⁵⁰

Las empresas pueden estar en condición de aprovechar los movimientos cambiarios para incrementar sus beneficios y variar su producción de la manera que mejor les convenga. En su revisión de la literatura Côté identifica los argumentos de De Grauwe como una justificación para esto, ya que este autor deriva un modelo en competencia perfecta donde la empresa puede distribuir su producción entre el mercado nacional y el extranjero⁵¹. El efecto de un incremento en el riesgo cambiario dependerá de las propiedades de convexidad de la función de utilidad, la que a su vez dependerá del nivel de aversión al riesgo⁵². Si los agentes son lo suficientemente adversos al riesgo, un incremento en el mismo eleva la utilidad marginal esperada de los ingresos por exportaciones, e incentiva una mayor actividad exportadora⁵³. Empresarios extremadamente adversos al riesgo se preocuparán por el peor escenario posible, e incrementarían sus exportaciones ante un aumento del riesgo para evitar la posibilidad de una caída brusca en sus ingresos⁵⁴.

Con los planteamientos de las escuelas proponiendo resultados tan disímiles, podría pensarse que un análisis empírico de los datos podría confirmar o negar un determinado tipo de relación (positiva o negativa). Sin embargo, una revisión de dichos estudios muestra que los resultados son contradictorios, encontrándose en algunos casos relaciones positivas y en otros negativas entre la volatilidad del tipo de cambio y las exportaciones. El cuadro de estos resultados obtenidos en esos estudios se puede ver en los anexos.

⁴⁶ Pickard, Op. Cit. Pp. 4

⁴⁷ Ibid.

⁴⁸ Ibid.

⁴⁹ Kikuchi, Toshihiro (2004), "Impact of Exchange Rate Volatility on Bilateral Exports in East Asian Countries", Tesis Doctoral, del Programa Doctoral en Finanzas Cuantitativas y Administración, Universidad de Tsukuba, Japón. Enero 2004. pp. 4

⁵⁰ Ibid.

⁵¹ Côté, Op. Cit. pp 5

⁵² Ibid.

⁵³ Ibid.

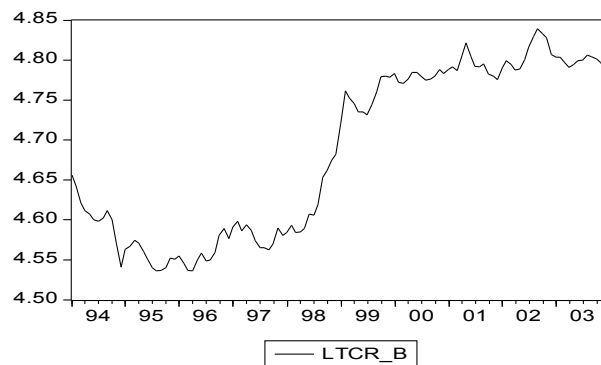
⁵⁴ Ibid..

Parte

4**¿Se tiene alguna evidencia a priori?**

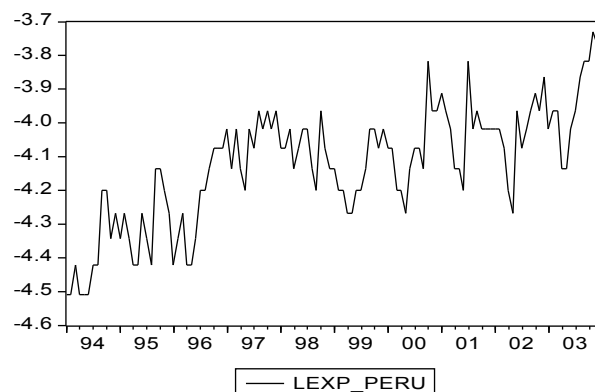
A principios de los 90, el Perú enfrentaba una etapa de estabilización por medio de reformas que buscaban una mayor liberalización de la economía. Esto trajo consigo un mayor flujo de capitales y una mayor confianza por parte de los agentes externos en la economía peruana. Esto puede ser observado en la caída del tipo de cambio real entre los periodos 94/98. No obstante, las crisis externas (que ya se mencionaron anteriormente) ocasionaron un incremento del tipo de cambio real en el periodo 97/01, tal como puede observarse en el siguiente gráfico:

Gráfico No1
Tipo de cambio real bilateral
(Periodo 1994.01-2004.01)



No obstante, esto no se tradujo en un mayor nivel de exportaciones. Esto puede verse en el gráfico de las exportaciones en términos reales:

Gráfico No2
Exportaciones manufactureras
(Periodo 1994.01-2004.01)

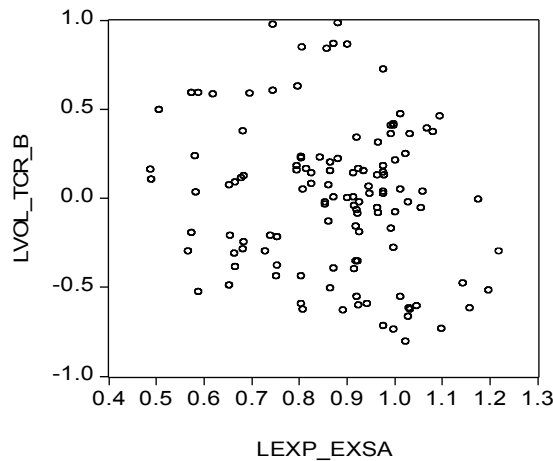


Ahora bien, como se puede apreciar en el gráfico del tipo de cambio real, no ha habido fluctuaciones muy pronunciadas. Mas bien, en la mayor parte de la muestra puede observarse una tendencia hacia una depreciación muy marcada, y sin embargo, las exportaciones tienen un comportamiento bastante fluctuante explicado

en parte por los shocks externos ocurridos a finales de los 90 y posiblemente por las fluctuaciones del tipo de cambio.

Una medida bastante sencilla que nos permitiría ver si es que existen algunos indicios de una posible relación entre la volatilidad del tipo de cambio tipo de cambio y las exportaciones manufactureras es el cálculo del coeficiente de correlación entre ambas variables.

Gráfico No3
Relación entre las exportaciones y la volatilidad del tipo de cambio
(Periodo 1994.01-2004.01)



La correlación es de -0.17 entre la serie de la volatilidad del tipo de cambio y las exportaciones, lo que muestra que hay una relación medianamente importante entre estas dos variables⁵⁵. Mas aún, se muestra una correlación negativa lo que nos lleva a inferir que una mayor volatilidad del tipo de cambio tendrá efectos negativos sobre las exportaciones. Sin embargo, esta es sólo una aproximación que nos da una idea de cómo es que se relacionan ambas variables. En este sentido, se hace necesario un análisis más aproximado que nos muestre las relaciones tanto de corto como de largo plazo.

⁵⁵ Mas adelante se explicará como es que se ha construido la volatilidad del tipo de cambio real bilateral.

Parte

5 Evidencia empírica

Planteamiento del Modelo

Arize (2004) propone un modelo para la estimación de la influencia de la volatilidad del tipo de cambio en las exportaciones⁵⁶:

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_t + \alpha_2 TI_t + \alpha_3 U_t + \alpha_4 M^*_t + \alpha_5 T_t + \varepsilon_t$$

donde X son las exportaciones manufactureras, σ representa la volatilidad del tipo de cambio, TI representa los términos de intercambio⁵⁷, U es la capacidad instalada utilizada del sector manufacturero, M* representa las condiciones de demanda mundiales y T son aquellos impuestos que afectan a las exportaciones.

Es de esperar que ante un aumento unitario de la capacidad instalada, las exportaciones aumenten. También esperaríamos que un aumento de las condiciones de demanda mundiales influya en un incremento de nuestras exportaciones. También se debe esperar que un aumento de los impuestos tenga un efecto negativo sobre las mismas.

De igual manera, esperaríamos que ante una subida de los términos de intercambio, se incrementen las exportaciones. Sin embargo, el efecto que pueda tener la volatilidad del tipo de cambio en las exportaciones manufactureras es ambiguo, según los estudios que se han hecho sobre este tema⁵⁸. Por lo tanto:

$$\alpha_2 > 0, \alpha_4 > 0, \alpha_3 > 0, \alpha_5 < 0 \text{ y } \alpha_1 > 0 \text{ ó } \alpha_1 < 0$$

Fuentes de Información

La muestra con la que se ha trabajado va desde 1994.01 hasta 2004.01 con observaciones mensuales. Los datos, tanto de las exportaciones manufactureras como de la capacidad instalada se han obtenido del Ministerio de la Producción. Los datos del tipo de cambio (nominal, real bilateral y real multilateral) se han obtenido del Banco Central de Reserva del Perú. El PBI industrial mensual de Estados Unidos se ha obtenido de http://www.econstats.com/ic_m15.htm. Los impuestos (IGV, impuesto a la renta y el ISC a los combustibles) se obtuvieron del Instituto Nacional de Estadística e Informática⁵⁹. Todas las series fueron tomadas en logaritmos y se trabajaron en índices tomando como año base el 94 (base 100=1994). Asimismo, algunas de las series presentaban un comportamiento estacional bastante marcado. La estacionalidad no permite que el modelo capture de manera eficiente el real comportamiento de la serie y adicionalmente, porque la misma corresponde a un

⁵⁶ Adicionalmente, en este trabajo se considera como variable relevante del modelo para el caso peruano, los impuestos, los cuales han tenido un gran impacto en las exportaciones manufactureras en los 90. Para más detalle véase: "Los Excesos Tributarios: El Caso de las Exportaciones". En Apuntes, No. 40, Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico (CIUP), Noviembre 1997.

⁵⁷ También se han utilizado otra proxy a esta variable: el tipo de cambio real.

⁵⁸ Arize (2004) y Aguirre (2003), investigaron el impacto de la volatilidad del tipo de cambio en las exportaciones manufactureras para el caso de Brazil y Latinoamérica respectivamente y encontraron un impacto negativo y significativo. Por su parte, Kikuchi(2004) encontró evidencia positiva para algunos países asiáticos.

⁵⁹Para mas detalle vease en la pagina web del Instituto Nacional de Estadística: www.inei.gob.pe

comportamiento exógeno de la serie que no debe ser recogido por el modelo. En este sentido, fue preciso utilizar métodos de desestacionalización de las mismas⁶⁰.

Características de las variables

Exportaciones manufactureras

Se han utilizado tres medidas de esta variable. En primer lugar, se ha trabajado con el ratio de las exportaciones reales con respecto del PBI real. A su vez, también se trabajó con las exportaciones reales y nominales.

Términos de intercambio

Los términos de intercambio son un ratio que esta compuesto por los precios de los bienes de exportación entre los precios de los bienes de importación. Adicionalmente se usó el tipo de cambio real bilateral y multilateral. No obstante, los términos de intercambio tuvieron un efecto mayor sobre las exportaciones. Esto se explica debido a que sólo se consideran los precios que están directamente relacionados con el comercio internacional. Se define de la siguiente manera:

$$TI_t = \frac{P_{xt}}{P_{it}} \times 100$$

donde P_{xt} es el índice de precios de los bienes de exportación y P_{it} es el índice de precios de los bienes de importación.

Capacidad instalada utilizada

Se ha tomado como un índice que toma como base el año 94. Todas las observaciones están en porcentajes. Esta serie es un promedio ponderado de la capacidad instalada utilizada por rubros dentro del sector manufacturero.

Impuestos

En el caso de los impuestos, se usaron el ISC(impuesto selectivo al consumo) a los combustibles, el IGV (impuesto general a las ventas) y el impuesto a la renta. Con respecto del IGV, se usó tanto en términos nominales, reales y como un porcentaje del PBI real.

Condiciones de demanda mundiales

Para esta variable se usaron dos proxys de las condiciones de demanda mundiales: El PBI de Estados Unidos⁶¹ y el PBI industrial de Estados Unidos.

⁶⁰ Algunas de las series tenían una marcada estacionalidad, tal es el caso del IGV y las exportaciones. Ante este problema, se usaron métodos de promedios ponderados, más específicamente, se usó el método de estacionalidad multiplicativa. Muchos investigadores prefieren la forma multiplicativa puesto que hay un rico patrón de interacción que puede ser capturado con un menor número de coeficientes en el modelo ARMA que modela la serie para eliminar su estacionalidad. Para más detalle, vease: Enders, Walter (1995) "Applied econometric time series", New York : Wiley, Pp. 112

Construcción de la volatilidad del Tipo de cambio

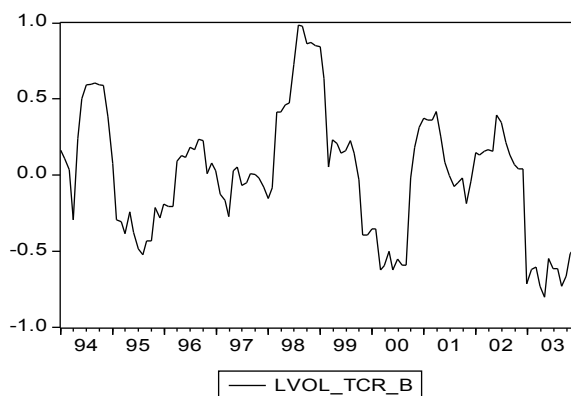
Volatilidad histórica

Un aspecto importante en este trabajo es la forma en que se caracterizará la volatilidad del tipo de cambio. En este sentido, se necesita de una serie que constituya una buena proxy de la mencionada variable. Por ello, se propone la siguiente construcción⁶²:

$$\sigma_{t+m} = \left[\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (E_{t+i-1} - E_{t+i-2})^2 \right]^{\frac{1}{2}}$$

donde E representa el tipo de cambio. Esta expresión representa la desviación estándar del tipo de cambio⁶³, la cual denominaremos como “volatilidad histórica”. El termino “m” representa un *promedio móvil*. En otras palabras, se agrupan “m” observaciones del tipo de cambio para construir una observación de la serie de la volatilidad, lo que vendría a representar una varianza de esas “m” observaciones⁶⁴. Como se puede observar en la figura, la volatilidad histórica ha experimentado fluctuaciones significativas entre mediados del 1997 e inicios del 2000⁶⁵.

Gráfico No4
Volatilidad histórica del tipo de cambio real
(Periodo 1994.01-2004.01)



Sin embargo, si observamos el comportamiento del tipo de cambio real, veremos que si bien, hay una subida pronunciada entre 97/00, no hay una gran fluctuación como la que nos muestra la serie del tipo de cambio real. Esta sobreestimación de la serie de la volatilidad se debe a la forma como esta construida⁶⁶.

⁶¹ Dado que no fue posible obtener una serie del PBI mensual de Estados Unidos, se tuvo que aplicar la metodología de Chow-Lin para poder transformar una serie trimestral a una mensual. Para más detalle, vease CHOW, Gregor, An Loh Lin “Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series”. The Review of Economics and Statistics, volume 53, Issue 54(Nov 1971) pp 372-375.

⁶² Para la construcción de la volatilidad del tipo de cambio, se empleó el tipo de cambio nominal, el tipo de cambio real bilateral con USA, el tipo de cambio real multilateral y adicionalmente los términos de intercambio.

⁶³ Arize, Osang y Slottje 2004.

⁶⁴ El valor de “m” no puede ser pequeño porque lo que se busca es que cada observación de la serie de la volatilidad sea lo mas representativa posible de la muestra total.

⁶⁵ Se ha considerado un m=7.

Volatilidad Condicional (modelación GARCH)

La varianza histórica es una medida de aproximación, la cual puede estar subestimada o sobreestimada. Es por ello que se empleará otra medida alternativa de aproximación de la volatilidad del tipo de cambio.

Engle⁶⁷(1982) propuso un método en el cual se modelaba la varianza condicional en función de los errores al cuadrado, lo que conocemos como modelos ARCH (*autoregressive conditional heteroskedasticity*). Posteriormente, Bollerslev(1986) generalizó dicho modelo, empleando la varianza condicional pasada como regresor adicional en la ecuación de la varianza, lo que conocemos como modelos GARCH (*generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*). Engle, Lilién and Robbins⁶⁸ (1987), propusieron un modelo en el cual, la varianza condicional este incluida en la ecuación de la media:

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_t + \alpha_2 e_{t-1} + \varepsilon_t$$

La ecuación de la varianza condicional sería:

$$\sigma_t^2 = \delta_0 + \delta_1 \sigma_{t-1}^2 + \delta_2 \varepsilon_{t-1}^2$$

Esta ecuación de la varianza se conoce como un GARCH-M(1,1) dado que sólo se tiene un rezago de la varianza condicional y un rezago del error al cuadrado y una varianza condicional en la ecuación de la media, medida en términos de una desviación estandar.

La variable que nosotros queremos obtener es la volatilidad del tipo de cambio⁶⁹. Sin embargo, creemos que una modelación que sería más aproximada para modelar el comportamiento del tipo de cambio, incorporando su volatilidad, sería emplear un GARCH-M(feed-back). Fountas, Karanasos y Karanassau(2000) propusieron un modelo en el cual no sólo se incluía la volatilidad en la ecuación de la media, sino que la ecuación de la varianza condicional también tenía entre sus explicativas a la serie de la media y sus rezagos. La razón de pensar en este tipo de modelación, es que creemos que hay un efecto de causalidad recíproco o *feed-back*⁷⁰ entre el tipo de cambio y su volatilidad⁷¹. Sin embargo, los resultados obtenidos de dicha modelación nos muestra una volatilidad del tipo de cambio poco significativa en la ecuación de la media. Esto no ocurre con el tipo de cambio en la ecuación de la varianza condicional, ya que los resultados arrojan que dicha variable es significativa. Por tanto, se obtiene la siguiente modelación de la varianza condicional⁷²:

⁶⁶ Si observamos el periodo 97/00, veremos que el aumento del tipo de cambio real es abrupto, debido a las crisis financieras que afectaron a la economía peruana. Estos aumentos abruptos implican un aumento del valor de las observaciones de la serie de la volatilidad del tipo de cambio real sin implicar una gran fluctuación. En otras palabras, esta construcción propuesta no diferencia entre un aumento del valor del tipo de cambio y el aumento de la fluctuación del mismo.

⁶⁷ Engle, R., 1982, Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation, *Econometrica*, vol 50: 987-1008.

⁶⁸ Engle, R., D. Lilién, R. Robbins, 1987, Estimating time varying risk premium the term structure: The ARCH-M model, *Econometrica*, 55, 391-407.

⁶⁹ Para esta modelación se usa el tipo de cambio real.

⁷⁰ Stilianos Fountas, Menelaos Karanasos and Marika Karanassou (2000), "A GARCH Model of Inflation and Inflation Uncertainty with Simultaneous Feedback", Agosto

⁷¹ Una variación en el tipo de cambio (significativas) puede causar variaciones en su volatilidad. También podríamos esperar una causalidad en el sentido inverso.

⁷² Se he diferenciado la serie del tipo de cambio, dado que se requiere una serie estacionaria en media mas no en varianza para poder estimar la varianza condicional.

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \delta_0 + \delta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \delta_2 \sigma_{t-1}^2 + \delta_3 e_{t-1}$$

La estimación se hizo de manera conjunta mediante máxima verosimilitud. Adicionalmente, el número óptimo de rezagos se obtuvo eligiendo aquel modelo que cumpliera con los requerimientos de parsimonia de Box-Jenklins⁷³.

Cointegración

La definición teórica más frecuentemente empleada es aquella formulada por Engle y Granger (1987), en donde definen el concepto de cointegración de la siguiente manera⁷⁴:

Un conjunto de variables x_t son denominadas "cointegradas de orden (d,b)", y denotadas como $x_t \sim CI(d,b)$, si:

- x_t es integrada de orden d, I(d),
- existe un vector, diferente de cero, tal que una relación lineal $\beta'x_t = (\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt})$ es integrada de orden I(d-b), $d \geq b > 0$.

donde el vector β es denominado vector de cointegración.

En otras palabras, si el error resultante del vector de cointegración es estacionario o I(0)⁷⁵, entonces se puede afirmar que hay indicios de que las series $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$ cointegran. Para verificar la evidencia de la existencia de una relación de largo plazo o cointegración entre dichas variables, los coeficientes de ajuste del modelo de corrección de errores⁷⁶(MCE), deben ser significativos y deben incorporar el comportamiento de corto plazo al de largo plazo.

Por lo general, las series económicas son I(1)⁷⁷. En este sentido, se evaluarán si es que las series a utilizar presentan esta característica mediante la evaluación de diversos test de raíz unitaria. No obstante, son necesarias evaluaciones previas.

Detección de quiebres estructurales

Antes de comenzar a verificar la estacionariedad de las series, es necesario ver si es que presentan quiebres estructurales. Al respecto, Zivot y Andrews (Zivot & Andrews 1992), elaboraron un test secuencial, en el cual se estima la fecha más probable de

quiebre de manera endógena en los datos, teniendo en cuenta quiebres estructurales en intercepto, en tendencia o en ambos casos.

La razón por la cual se deben hacer estos test antes de realizar test de estacionariedad, es que los quiebres estructurales generan un sesgo de estos últimos

⁷³ Para más detalle sobre los criterios de parsimonia véase, Enders, Walter (1995) "Applied econometric time series", New York: Wiley, Pp. 95

⁷⁴ Esta versión adaptada ha sido tomada y traducida de: Banerjee, Anindya, "Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data", Oxford University Press, 1993, pag 145.

⁷⁵ Se dice que una serie es I(d) si hay que diferenciarla "d" veces para volverla estacionaria o lo que es lo mismo I(0).

⁷⁶ El modelo de corrección de errores será explicado más adelante

⁷⁷ Según Nelson y Ploser (1982), Box y Jenkins (1970) y Granger (1986), la mayoría de series económicas son integradas de orden 1 o I(1), esta serie se caracteriza por tener varianza infinita y memoria indefinidamente larga, en este sentido una innovación afecta a todos los valores posteriores de la serie, situación no presente en una serie I(0), que tiene por definición memoria finita (Granger, 1986).

hacia la aceptación de la hipótesis nula de raíz unitaria⁷⁸. Perron (1993), analizó los resultados de un test ADF aplicado a dos series de tiempo, en los cuales realizó diversas pruebas (ya sea para un AR(1), AR(3) y AR(6)), usando 5000 replicas generadas con quiebre en intercepto y tendencia. Los resultados obtenidos indican que para ambas series, el test ADF pierde validez en presencia de cambio estructural, en media o pendiente: la función de densidad acumulada del estadístico t estimado se desplaza a la derecha en la medida que los cambios aumentan, lo que hace que sea más probable aceptar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria⁷⁹. En este sentido, se procedió a "limpiar" las series de acuerdo a los quiebres que estas presentaban, ya sea un quiebre en intercepto, en pendiente o en ambas a la vez. A continuación, se presentan los resultados del test de Zivot y Andrews⁸⁰.

Cuadro N° 1
Resultados de búsqueda de quiebres en las series por medio del test de Zivot & Andrews (1992)

Variable	Fecha de quiebre	Intercepto	Tendencia	Intercepto y tendencia
Exp/PBI	Jul-98			x
Capacidad Inst.	Sep-99			x
Volat.TCR-B	Feb-98	X		
Volat.TCR-B-GARCH	-			
TCR-B	Dic-98	X		
T.I	-			
IGV	Ene-98		x	
IGV/PBI	-			
PBI USA ind	Oct-00		x	

Fuente: Elaboración propia

SIN EMBARGO, SEGÚN ESTE TEST, LAS SERIES QUE PRESENTEN QUIEBRE NO TENDRÍAN PORQUE PRESENTAR RAÍZ UNITARIA DADO EL SUPUESTO QUE SE ENCUENTRA DETRÁS DE LA HIPÓTESIS NULA. EN ESTE SENTIDO, ESTE TEST NO ADMITE LA POSIBILIDAD DE LA EXISTENCIA DE UN QUIEBRE ESTRUCTURAL Y UNA RAÍZ UNITARIA DE MANERA SIMULTANEA EN LA SERIE EVALUADA. ELLO IMPEDIRÍA QUE ESTAS SERIES PUEDAN SER SUJETAS DE ESTIMACIÓN POR METODOLOGÍAS DE COINTEGRACIÓN. TENIENDO EN CUENTA LAS LIMITACIONES DE ESTE TEST, SÓLO SE USÓ COMO UNA REFERENCIA PARA DETERMINAR LAS FECHAS MÁS PROBABLES DE QUIEBRE Y EVITAR UNA ELECCIÓN AD-HOC DE LAS MISMAS. ASIMISMO, ES CLARO QUE LA BÚSQUEDA DE TALES QUIEBRES NO SÓLO OBEDECE A UNA PREOCUPACIÓN POR EVITAR SESGAR LOS RESULTADOS DE LOS TEST DE RAÍZ UNITARIA, SINO QUE ES MUY POSIBLE QUE ESTOS QUIEBRES, SI ES QUE NO SON CORREGIDOS, PUEDEN AFECTAR AL VECTOR DE COINTEGRACIÓN, LO QUE PODRÍA SESGAR LOS ESTIMADOS DE LARGO PLAZO.

⁷⁸ BADILLO, Rosa Amador, Jorge Belaire Franch, Dulce Contreras Bayarri, "Contrastes de Raíz Unitaria para Series Temporales en Presencia de Cambios Estructurales", Departamento de Análisis Económico, Edificio Departamental Oriental, Universidad de Valencia, pp:13.

⁷⁹ PERRON, Pierre (1994), "Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series", in Cointegration for the Applied Economist, B.B. Rao (ed.), Basingstoke: Macmillan Press, 113-146.

⁸⁰ Zivot y Andrews presenta una metodología para determinar el momento más probable de quiebre. Para ello, elaboran tres tipos de modelos: uno que presenta un quiebre en intercepto, otro en tendencia y un tercero que incorpora ambos tipos de quiebre. La nula indica la aceptación de que existe raíz unitaria pero no ha quiebre, y la alternativa, que no hay raíz unitaria, pero si hay un quiebre. Una limitación de este test es que no admite la posibilidad de que exista una raíz unitaria y un quiebre de manera simultanea. Tampoco admite la existencia de más de un quiebre en una serie. En este sentido, este test sólo ha sido usado como referencia. Para más detalle vease Zivot, Eric y Andrews, Donald W.K, 1992 "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price shock and the Unit Root Hypothesis", Journal of Business and Economics Statistics vol.10, nr.3, pp.251-270.

Evaluación de que las series en estudio son I(1)

Para evaluar la estacionariedad de las series, se han utilizado los test más conocidos de raíz unitaria⁸¹. El objetivo de examinar las series con más de un test, responde a la necesidad de darle mayor robustez a nuestros resultados y dadas las limitaciones del test ADF, que es el comúnmente más utilizado por la literatura.

Según los resultados de los diversos test aplicados en este trabajo, nos muestran que hay evidencia de raíz unitaria en todas las series trabajadas, a excepción de la volatilidad condicional que es una serie I(0)⁸².

Estos resultados se pueden ver en el anexo 1. A continuación presentamos una breve explicación de los 2 test de raíz unitaria más conocidos, que se han aplicado:

Test ADF (Dickey-Fuller aumentado)

Esta es una versión más completa del test propuesto por Dickey-Fuller (1979), la cual involucra todos los rezagos de las diferencias de la serie en cuestión, además de una constante y una tendencia, dependiendo de las características de la serie, de tal forma que los errores sean ruidos blancos. La forma más general del test es como sigue:

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \phi t + \sum_{i=1}^p a(i) \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

donde la hipótesis nula es :

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_a : \rho < 1$$

Donde "P" vendría a ser el número de rezagos óptimo que harían que los errores sean ruidos blancos. Para que exista estacionariedad, el coeficiente que multiplica al primer rezago debe ser estrictamente menor a 1 en valor absoluto, lo que implicaría

⁸¹ Dicky Fuller augmented, Phillips Perron, DF-GLS y KPSS. Para más detalle de estos dos últimos test vease :Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P. and Shin Y. (1992), "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?", Journal of Econometrics, 54, 159-178 y también en Elliott, G. Rothenberg, T. J. and Stock, J. H. (1996) "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," Econometrica, 64, 4, 813-836.

⁸² Algo que hay que mencionar estacionariedad de la serie de la varianza condicional. Sin embargo, hay que considerar que la ecuación de cointegración que se ha estimado, tiene una tendencia determinística. En este sentido, consideramos relevante evaluar la estacionariedad de dicha serie colocándole una tendencia a los test de raíz unitaria, con lo cual se acepta la hipótesis nula de raíz unitaria a los niveles convencionales. Aun así, esto podría ser sujeto de críticas porque eso en nada cambia el hecho de que la volatilidad condicional sea I(0). Sin embargo, según Engle y Granger (2000, pag 14) sostienen que la inclusión de una variable estacionaria en la relación de cointegración no debe afectar a los coeficientes estimados (asumiendo que no se trata de la variable dependiente), y que a su vez, tampoco se afectan los valores críticos de los test estadísticos. Asimismo, Rivas Llosa y Castro (2003), sostienen que es posible que dos series I(1) y una serie I(0) cointegren y que puede ser totalmente válido incluir la serie I(0) en el modelo de corrección de errores, sin necesidad de diferenciarla porque ya es una serie I(0).

que bajo la nula, habría raíz unitaria y bajo la alternante, no la habría⁸³. En este trabajo se ha aplicado el test de ADF bajo diferentes escenarios.

Por un lado, se determinó el número óptimo de rezagos de las series en diferencias y por otro lado, se determinó el mejor modelo bajo criterios de Schwarz y Hannan-Quin⁸⁴, ya sea con una tendencia o una constante. Los resultados se pueden ver en los anexos.

Test de Phillips-Perron

Dado que es probable que los errores en el test ADF estén correlacionados (y por ende la estimación esté sesgada), Phillips y Perron (1988) proponen una generalización del test de Dicky-Fuller (no aumentado) que corrige la correlación de los errores mediante una estimación no paramétrica:

$$\tau_{\rho} = -t_{\rho} \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(se(\hat{\alpha}))}{2f_0^{1/2}S}$$

donde:

T es el número de observaciones. τ_{ρ} es el t-estadístico corregido, de tal forma que la correlación entre los errores no afecte la distribución asintótica del test.

γ_0 es un estimador consistente de la varianza del error, mientras que f_0 , es un estimador de los residuos espectral a frecuencia cero⁸⁵. Mientras que $se(\hat{\alpha})$ es la desviación estándar del coeficiente y S es la desviación estándar de los errores.

Sin embargo, esta metodología tampoco está exenta de limitaciones, ya que se ha demostrado, mediante simulaciones de Montecarlo, que el test de Phillips Perron tiende a rechazar la nula de raíz unitaria cuando hay términos MA negativos⁸⁶. Para este test, se optó por diferentes criterios de selección de rezagos⁸⁷, ya sea incluyendo una constante o una tendencia. Los resultados pueden verse en los anexos.

Metodologías de Cointegración

Para poder determinar los efectos de la volatilidad del tipo de cambio sobre las exportaciones tanto en el corto como en el largo plazo, se van a emplear las dos metodologías de cointegración más conocidas por la literatura.

⁸³ El test de ADF, presenta varias limitaciones, entre ellas, el hecho de que los errores sean no correlacionados y tengan varianza constante, es un poco difícil de hallar en la realidad. Otro defecto importante, es que si el coeficiente que multiplica al primer rezago es cercano a 1 (digamos 0.90, 0.92, ...), el test se sesga hacia la aceptación de la hipótesis nula, aún cuando no hay evidencia de raíz unitaria. Esto se hizo mediante una simulación de montearlo.

⁸⁴ Enders(1995:88)

⁸⁵ Perron, Pierre & Ng, Serena, 1998. "An Autoregressive Spectral Density Estimator at Frequency Zero for Nonstationarity Tests," *Econometric Theory*, Cambridge University Press, vol. 14(5), pages 560-603, October.

⁸⁶ Enders(1995: 242)

⁸⁷ Newey, W., e K. West (1994). "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation". *Review of Economic Studies*, 61, pp631.

Metodología de Johansen⁸⁸

Johansen (1988) y Juselius (1990) propusieron una metodología que estima el MCE conjuntamente con el vector de cointegración, mediante una estimación de máxima verosimilitud. La ventaja de esta metodología es que la estimación no se centra en los residuos de las regresiones (como en el caso de la metodología de Engle y Granger), sino en el rango y las raíces características del sistema de ecuaciones. Partimos de un vector X que contiene n variables:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde:

X_t = vector de n variables

A_1 = matriz de $n \times n$

ε_t = vector de errores aleatorios ($n \times 1$)

Esta representación se parece a un AR(1) con la diferencia que no se está analizando una sola serie sino un vector de series. Por este motivo, esta denominación es conocida como un vector de autocorrelación (VAR)⁸⁹.

Ahora se procede a restar a cada lado de la ecuación el vector X_{t-1} . De esta manera se va construyendo el MCE:

$$\begin{aligned} X_t - X_{t-1} &= A_1 X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta X_t &= \pi X_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Generalizando la expresión anterior se tiene :

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

Si se sustrae X_{t-1} de ambos lados de esta ecuación, se obtendrá:

$$\Delta X_t = (A_1 - I)X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

Finalmente, si seguimos restando sucesivamente y luego generalizando se tendrá⁹⁰:

$$\Delta X_t = (A_1 - I)\Delta X_{t-1} + (A_2 + A_1 - I)X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

⁸⁸ Johansen, S.; Juselius, K. (1990): Maximum likelihood estimation and inference on cointegration. With applications to the demand of money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, p.169-210.

⁸⁹ La singularidad de una estimación VAR consiste en que considera como variables explicativas a todos los rezagos de las variables explicadas. De esta manera se elimina los problemas causalidad o exogeneidad. En series macroeconómicas no es fácil encontrar variables puramente exógenas ya que la mayoría de ellas están relacionadas de alguna manera; por lo que una variable no puede ser afectada sin que ésta tarde o temprano afecte al desempeño de otra serie.

⁹⁰ Según esta metodología el ajuste se produce "p" periodos después, lo que hace que "p" sea necesariamente un valor bajo, de tal forma que las relaciones de corto plazo hacia el largo plazo no pierdan sentido económico.

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \pi X_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\text{donde: } \pi_i = -(I - \sum_{j=1}^i A_j) \text{ y } \pi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i)$$

La matriz π contiene a los vectores de cointegración, los cuales son estimados conjuntamente con el MCE. Asimismo, la matriz π puede tener la siguiente descomposición⁹¹:

$$\pi = \alpha' \beta$$

donde:

α : es una matriz de $n \times r$, que contiene los coeficientes de ajuste

β : es una matriz de $r \times n$, que contiene r vectores de cointegración

Nosotros nos vamos a centrar en el vector de cointegración para determinar las relaciones de largo plazo⁹². Si bien, esta metodología estima un modelo de corrección de errores que nos permitiría determinar las interrelaciones de corto plazo y su relación hacia el largo plazo, también es cierto que dicha estimación es limitada ya que no permite una incorporación adecuada del número de rezagos óptimo⁹³. Otra crítica a dicho modelo de corrección de errores, es que considera a todas las variables como endógenas estimándolas de manera conjunta. Esto podría afectar las estimaciones de corto plazo⁹⁴. Finalmente, no sería posible ver si es que hay algún efecto contemporáneo de alguna de las variables hacia las exportaciones.

Metodología de Engle y Granger⁹⁵

Engle y Granger (1987) proponen una metodología para verificar la existencia de relaciones de largo plazo. Sin embargo, esta metodología presenta algunos problemas. En primer lugar, no hay un criterio óptimo para determinar un ordenamiento adecuado⁹⁶. Por otro lado, dicha metodología implica una superconsistencia en las estimaciones del vector de cointegración⁹⁷. Sea un vector de cointegración, tal como se muestra:

⁹¹ Asumiendo que existen "r" vectores de cointegración.

⁹² En este trabajo se asume un solo vector de cointegración

⁹³ Se debe tener en cuenta que la estimación de Johansen implica la estimación de un VAR. En este sentido, el número de rezagos debe ser el mismo para todas las variables y para cada una de las ecuaciones que involucra la estimación multivariada de Johansen con la finalidad de obtener una estimación más eficiente. Si bien, los estimados del MCE son eficientes, no nos muestran las interrelaciones adecuadas porque estos tienen la finalidad de maximizar una función de verosimilitud, y no una minimización de los errores. Una estimación del MCE por mínimos cuadrados ordinarios (MICO), permitiría una mejor aproximación de las relaciones de corto plazo.

⁹⁴ En una de las ecuaciones del modelo de corrección de errores aparece el cambio del PBI de USA siendo explicado por cambios en las demás variables y por un coeficiente de ajuste. Esto no tendría sentido, si tenemos en cuenta que las demás variables son referidas al Perú. Sería difícil pensar en que alguna de estas variables "locales" afecten de manera significativa al PBI de USA.

⁹⁵ Engle, R.F y C.W.J Granger, "Co-integrated Vectors", Journal of Economic Dynamic and Control, vol 12, Jun-Setiembre 1988, pp. 231-254.

⁹⁶ En teoría, el ordenamiento de las variables a cointegrar debe ser irrelevante, sin embargo, esto sólo es así, si es que la muestra es lo suficientemente grande, lo cual es difícil al momento de estimar empíricamente.

⁹⁷ El teorema de la superconsistencia fue planteado por Stock. J. H, "Asymptotic Properties of Least-Squares Estimators of Co-integrating Vectors", Econometrica, vol 55, pp. 1035-56.

$$y_t = \hat{\beta} x_t + u_t$$

Entonces, el estimador será:

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= \left(\sum_{t=1}^T x_t y_t \right) \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 \right)^{-1} \\ &= \beta + \left(\sum_{t=1}^T x_t u_t \right) \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 \right)^{-1} \end{aligned}$$

Se conoce que el estimador de β es sesgado ya que el error U_t incorpora la relación dinámica que existe entre estas variables. Sin embargo, debido a que X_t es $I(1)$ y U_t es $I(0)$, el segundo componente del lado derecho de la expresión anterior va a converger a cero rápidamente⁹⁸. Notemos que esto tiene una implicancia importante porque significaría que si se regresiona un modelo en el cual las variables cointegran, no habrán problemas de regresiones espúreas, aún cuando las series son no estacionarias⁹⁹.

El Modelo de corrección de errores (MCE) de Engle y Granger es similar al de Johansen, sólo que el primero se estima separadamente (ecuación por ecuación) y mediante MCO¹⁰⁰. A su vez, el vector de cointegración esta puesto en forma del error de cointegración de acuerdo al ordenamiento que se haya hecho inicialmente:

$$\Delta y_t = \rho_y e_{yt-1} + \sum_{i=1}^p a_{y1}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{x1}(i) \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{yt}$$

donde el error de cointegración es:

$$e_{yt} = y_t - \hat{\beta} x_t$$

Lo importante en el MCE son los coeficientes de ajuste, los cuales multiplican al error de cointegración. La significancia de los mismos, nos puede dar una idea de cómo la relación de corto plazo se incorpora a la de largo plazo.

⁹⁸ Demostración analítica: se conoce que $\{u_t\}$ es $I(0)$ si existe cointegración y además que $\{x_t\}$ es $I(1)$, tal manera que:

$T^{-1} \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 \right) \sim O_p(T)$ "Converge en probabilidad a T " y $T^{-1} \left(\sum_{t=1}^T y_t u_t \right) \sim O_p(1)$ "converge en probabilidad a cero"

por lo que: $T(\hat{\beta} - \beta) = \left(T^{-1} \sum_{t=1}^T x_t u_t \right) \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T x_t^2 \right)^{-1} \sim O_p(1)$, lo cual implica que

$(\hat{\beta} - \beta) \sim O_p(T^{-1})$

De modo que la convergencia del estimador a su verdadero valor se da a un ratio T . El ratio al que normalmente se da la convergencia es $T^{1/2}$. Por este motivo, este estimador se denomina "superconsistente".

⁹⁹ Grenne, W. H. (1995), "Econometric Analysis", Mc Millan Publishing Company, pp737.

¹⁰⁰ Mínimos Cuadrados Ordinarios

Sin embargo, una gran limitación de esta metodología es que no podría ser aplicada cuando se trabaja con más de dos variables¹⁰¹. Otra limitación es que el MCE de Johansen no nos permitiría ver si es que hay interrelaciones contemporáneas. Es por esta razón que en este trabajo no se utiliza dicha metodología para estimar la ecuación de cointegración. Sin embargo, el MCE de Engle y Granger sería muy útil para ver las interrelaciones de corto plazo. En este sentido, se plantea el siguiente MCE, para determinar si es que existe una relación de corto plazo entre la volatilidad del tipo de cambio y las exportaciones.

$$\Delta X_t = \rho_0 e_{t-1} + \sum_{i=0}^p \alpha_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^q \phi_i \Delta \sigma_{t-i} + \sum_{i=0}^r \varphi_i \Delta TI_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_i \Delta U_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta T_{t-i} + \sum_{i=0}^k \theta_i \Delta M_{t-i}^* + \varepsilon_t$$

El número óptimo de rezagos se obtuvo escogiendo aquel modelo que cumpliera los criterios de parsimonia de Box-Jenkins. Los resultados obtenidos se pueden ver en los anexos.

Evaluación de las variables mediante el test de Johansen

Test de la Traza¹⁰²

El número de vectores de cointegración está determinado por el número de valores propios mayores a cero. Bajo esta consideración se plantean un par de test LR (máxima verosimilitud) que buscan determinar cuántos vectores de cointegración existen. Para esto, ambos test calculan los valores propios y luego los ordenan de mayor a menor.

$$Q_r = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \lambda_i)$$

donde "r" representa el número de vectores de cointegración, y λ_i representan los valores propios de la matriz de vectores de cointegración, los cuales están ordenados en orden descendente.

La hipótesis nula de este estadístico es que no hay presencia de vectores de cointegración. La intuición nos dice que conforme λ_i sea cada vez menos significativo, la sumatoria difícilmente alcanzaría un valor significativo, dado que $\log(1)=0$. Si el valor de Q_0 es menor al valor crítico entonces se acepta que no existe vector de cointegración alguno. Si dicho valor fuese mayor a los valores críticos, entonces se admite la posibilidad de tener al menos un vector de cointegración. De manera similar, se contrasta Q_1 , y si es menor que los valores críticos, entonces se acepta la existencia de a lo más 1 vector de cointegración, si se diera lo contrario, se admitiría la existencia de al menos 2 vectores de cointegración. Como puede verse, este proceso de verificación se detiene en cuanto el contraste de acepta; mientras el contraste se rechace, la verificación no termina.

El Test del máximo valor¹⁰³

En este caso, la hipótesis nula es la existencia de r vectores de cointegración frente a la hipótesis alternativa de r + 1. La intuición detrás de este test es que si se contrasta Q_0 y se acepta, entonces quiere decir que existe a lo más, cero vectores de

¹⁰¹ Castro, Juan Francisco, Rivas Llosa, Roddy, "Econometría aplicada", Lima, Universidad del Pacífico, CIUP, 2003, Cap 10.

¹⁰² *Ibíd.*, p 19

¹⁰³ *Ibíd.*, p 19

cointegración, mientras que si se rechaza el contraste, entonces existe un vector de cointegración.

$$Q_{\max} = -T \log(1 - \lambda_{r+1})$$

Según los resultados obtenidos tanto por el test de la traza como el del máximo valor, se puede afirmar que hay evidencia de la existencia de una relación de largo plazo. No obstante, estos test arrojan más de un vector de cointegración, es decir, se admite la existencia de más de una relación de largo plazo. En este sentido, en este trabajo se asumirá sólo una relación de largo plazo. Los resultados se pueden ver en los anexos.

Impacto en el Largo plazo

La estimación de la influencia de la volatilidad del tipo de cambio sobre las exportaciones en el largo plazo, se obtiene de los estimados que arroje el vector de cointegración por medio de la metodología de Johansen.

Antes de estimar las variables por medio de la metodología de Johansen, fue necesario estimar las variables dentro de un VAR¹⁰⁴, de tal manera que se pudiera determinar el número óptimo de rezagos. Posteriormente, se procedió a verificar la existencia de una relación de largo plazo entre las exportaciones manufactureras y la volatilidad del tipo de cambio. En este sentido, se estimaron diversos modelos determinados por distintas proxys del modelo inicialmente planteado. Por ejemplo, para las exportaciones manufactureras se usó tanto las exportaciones reales como el ratio de exportaciones con respecto del PBI real. Con respecto a la volatilidad del tipo de cambio, se usó el tipo de cambio real bilateral y el multilateral, el tipo de cambio nominal y los términos de intercambio. Asimismo, para los impuestos se usó el IGV, el impuesto a la renta y el ISC a los combustibles. El objetivo es tener una mayor variedad de modelos y poder determinar cuales son los que tienen un mejor ajuste¹⁰⁵.

Como ya se explicó anteriormente, la estimación del VAR de Johansen, involucra la estimación simultánea del vector de cointegración conjuntamente con el MCE por medio de una estimación de máxima verosimilitud¹⁰⁶. En un primer grupo de modelos se trabajó con la volatilidad histórica y se determinó el modelo que mejor ajuste presentaba. Este es el modelo 1, que se presenta en los anexos.

De manera similar, se trabajó con otro grupo de modelos en los cuales se consideró la volatilidad del tipo de cambio obtenida mediante la modelación de la volatilidad condicional (GARCH). Se escogió el modelo que mejor ajuste presentaba y se va a llamar modelo 2.

Para ambos modelos se ha considerado una constante y una tendencia en el vector de cointegración, mas no en el MCE. La razón es que había un mejor ajuste cuando se consideraba una constante y tendencia en el vector de cointegración, por intermedio de un mayor R-cuadrado(ajustado), un menor valor del criterio de parsimonia de Schwarz y un mayor valor de la función de verosimilitud. Asimismo, la mayoría de las series tienen un comportamiento tendencial, lo cual implica que el vector de cointegración debe recoger este comportamiento.

¹⁰⁴ Para poder estimar en un VAR, las series deben ser estacionarias. En este sentido, las series tuvieron que ser diferenciadas previamente para luego ser contrastadas por medio del criterio óptimo de rezagos. Para más detalle vease: Enders, Walter (1995) "Applied econometric time series", New York : Wiley, pp313

¹⁰⁵ Después de diversas estimaciones, las variables que presentaban un mejor ajuste del modelo fueron: exportaciones reales, la volatilidad del tipo de cambio real bilateral, el IGV como participación del PBI y el PBI industrial de Estados Unidos.

¹⁰⁶ Ibid., p 19

La interpretación de estos resultados nos dice que en ambos modelos hay evidencia de un impacto negativo y significativo de la volatilidad del tipo de cambio en las exportaciones manufactureras en el largo plazo. Observando los t-estadísticos que son mayores a dos, podemos darnos una idea de la significancia de dichos coeficientes¹⁰⁷. En el modelo 1, podemos ver que un aumento unitario en la volatilidad histórica, disminuye las exportaciones en 0.865182 unidades en el largo plazo. De manera análoga, un aumento unitario en la volatilidad condicional provoca una caída de 0.284856 de las exportaciones en el largo plazo.

En el caso de los términos de intercambio y las condiciones de demanda mundiales, ambos salen con los signos esperados y significativos en el largo plazo. En el caso de la capacidad instalada y en los impuestos, los signos salen contrarios a lo que se podría esperar según la teoría. No obstante, no es casualidad que el signo de los impuestos salga positivo. A mediados de los 90, se hicieron reformas al sistema tributario para favorecer al sector exportador. En este sentido, se han aplicado y se siguen aplicando políticas tales como devolución de impuestos, drawbacks, etc¹⁰⁸. Es de esperar que la relación entre las exportaciones y los impuestos sea positiva en el largo plazo para el caso peruano¹⁰⁹.

En el caso de la capacidad instalada utilizada, se obtiene un signo negativo¹¹⁰. Durante mediados de los noventa, la inversión ha tenido una tendencia decreciente explicada en gran medida por la restricciones al crédito, lo que a su vez ocasionó que la capacidad instalada utilizada por las empresas manufactureras, disminuyera. La pregunta que surge entonces: ¿Cómo es que una disminución de la capacidad instalada utilizada produce un aumento en las exportaciones?. Al respecto, se ha encontrado evidencia de que muchas empresas textiles subcontratan para exportar.

En efecto, según un estudio realizado por Aspilcueta(1999), gran parte de las empresas, subcontratan ya sea porque están operando a plena capacidad o porque encuentran más rentable subcontratar¹¹¹. A su vez, se ha encontrado evidencia de que otro de los rubros importantes en el sector manufacturero exportador, el sector agropecuario no tradicional ha tenido un crecimiento considerable durante la muestra en estudio. Sin embargo, esto no ha implicado necesariamente un aumento de la capacidad instalada utilizada en una misma proporción. Este importante crecimiento se debe a que ha habido, principalmente, un aumento progresivo del número de empresas exportadoras en este rubro¹¹². Esto podría explicar porque el signo de esta variable es negativo en la relación de largo plazo.

¹⁰⁷ A simple vista podría pensarse que los coeficientes no provienen de una distribución t debido a que las series son no estacionarias y por ende las estimaciones del vector de cointegración serían irrelevantes. Sin embargo, la distribución t de los coeficientes no depende de las series sino de cómo se distribuya el error que para este caso es estacionario, debido a que existe cointegración. Por tanto, los coeficientes estimados en este caso provienen de una distribución t de manera aproximada.

¹⁰⁸ Para mayor detalle de las reformas tributarias en los 90 véase: "Los Excesos Tributarios: El Caso de las Exportaciones". En Apuntes, No. 40, Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico (CIUP), Noviembre 1997, pp 14.

¹⁰⁹ La correlación entre las exportaciones y los impuestos(IGV) es de 0.83. Para ver dicha relación grafica puede verse en los anexos.

¹¹⁰ La correlación entre las exportaciones y la capacidad instalada utilizad es de -0.47. Para ver dicha relación grafica, puede verse en los anexos.

¹¹¹ Esto se ve claramente en el sector textil exportador, que tiene una participación de 30% del total de productos exportados por el sector no-tradicional. Para mas detalle véase: Barbachan Aspilcueta, Marco(1999), "Desempeño de la pequeña y mediana empresa exportadora del sector textil y confecciones en el Perú", Organización Internacional del Trabajo, Departamento de Empleo y Formación, Organización Internacional del Trabajo.

¹¹² Para más detalle véase en la pagina web del Ministerio de la Producción http://www.minag.gob.pe/comercio_exterior/com_export.shtml.

Impacto en el Corto Plazo

Para la estimación de corto plazo se ha empleado la estimación de un modelo de corrección de errores propuesto por Engle y Granger. La razón principal de su aplicación obedece a que el MCE de Engle y Granger nos permite ver las interrelaciones contemporáneas. Asimismo, se puede obtener un número adecuado de rezagos de tal forma de obtener errores ruido blanco. Esto no podría hacerse en el VAR (para la estimación del MCE por la metodología de Johansen), dado que los rezagos deben ser los mismos entre todas las variables y para todas las ecuaciones, además de no incluir relaciones contemporáneas, lo cual no permite tener las características deseadas para los errores.

Por otro lado, sólo se ha determinado la ecuación que tenga como variable dependiente al cambio en las exportaciones. Se ha evaluado los errores de ambos MCE (modelo 1 y modelo 2), y se han hecho pruebas de heterocedasticidad (el test de White), de autocorrelación (test de Breusch-Godfrey) y de normalidad (test de Jarque Bera). En todos los casos, se acepta la nula de homocedasticidad, de ausencia de autocorrelación y de normalidad de los errores respectivamente. Asimismo, el estadístico de Durbin Watson muestra un proceso de autocorrelación casi nulo. El R-cuadrado es de 0.55 y de 0.53 para los modelos 1 y 2 respectivamente, lo que muestra un ajuste adecuado.

A su vez, el signo del coeficiente de ajuste que acompaña al error de cointegración, es negativo y significativo en ambos casos. Esto nos muestra la existencia de un desequilibrio que se ha producido en el periodo anterior y que ahora debe ser restablecido. En otras palabras, dicho coeficiente nos dice que tan lejos está la relación de corto plazo, de su relación de largo plazo. En este sentido, la interpretación se puede hacer de la siguiente manera: Para el modelo 1, se puede afirmar que se ha producido un desequilibrio hace un mes (el periodo pasado), con lo cual se necesita una disminución de 0.448302 unidades del cambio en las exportaciones para restablecer el equilibrio de largo plazo. El hecho de que el coeficiente de ajuste salga negativo y significativo es una evidencia adicional de que las series que conforman el modelo que se ha planteado en este trabajo, presentan una relación de largo plazo, o lo que es lo mismo; cointegran¹¹³.

Con respecto de los signos de las interrelaciones de corto plazo, cabe mencionar que los términos de intercambio y el PBI industrial de Estados Unidos, presentan los signos esperados. En este sentido, los signos de estas dos variables se mantienen tanto en el corto como en el largo plazo. Se puede ver que el mayor impacto del cambio en el PBI industrial de Estados Unidos sobre el cambio en las exportaciones (contemporáneamente) se da cuando hay 6 meses de retraso. Con estos resultados se estaría mostrando evidencia de cuan importantes son los movimientos del PBI de Estados Unidos tanto en el corto como en el largo plazo.

Para el caso de la capacidad instalada, su signo en el corto plazo es el esperado, a diferencia del largo plazo. Asimismo, se puede afirmar que en el caso de los impuestos, casi no hay un impacto en el corto plazo. Este resultado tiene un sentido económico, dado que las reformas aplicadas para favorecer al sector exportador manufacturero no tendrán un efecto en el corto plazo, pero si en el largo plazo tal como lo muestran los resultados.

Los resultados que arrojan los modelos de corrección de errores de ambos modelos no son concluyentes con respecto de la existencia de una relación de corto plazo entre la volatilidad del tipo del cambio y las exportaciones. En el MCE del modelo 1,

¹¹³ Recordemos que al haber estimado el vector de cointegración por medio de Johansen, también se obtuvieron resultados a favor de la existencia de una relación de largo plazo en el modelo planteado, por medio de los test de la traza y del máximo valor.

vemos un impacto positivo y significativo de la volatilidad del tipo de cambio hacia las exportaciones. En el caso del modelo 2, vemos que no hay un impacto significativo de la volatilidad del tipo de cambio hacia las exportaciones. En otras palabras , según los resultados obtenidos, la volatilidad del tipo de cambio no tiene una influencia negativa en el corto plazo.

Parte

6

Conclusiones

Los resultados obtenidos muestran que existe evidencia de una influencia significativa y negativa de la volatilidad del tipo de cambio hacia las exportaciones manufactureras en el largo plazo. Sin embargo, no hay evidencia de un impacto negativo en el corto plazo. Los resultados fueron obtenidos mediante un análisis de cointegración mediante la aplicación de la metodología de Johansen para las estimaciones de largo plazo y la metodología de Engle y Granger para las estimaciones de corto plazo. Asimismo, fue necesario aproximar la incertidumbre cambiaria mediante la construcción de una volatilidad histórica y alternativamente, una volatilidad condicional la cual se obtuvo de una modelación GARCH.

La evidencia estaría corroborando la tesis de la escuela tradicional para el caso peruano, la cual sostiene que un aumento de la volatilidad reduce las exportaciones en el largo plazo porque afectaría la determinación de los flujos esperados en moneda extranjera, lo que incentivaría a reducir la oferta de exportación. Por otro lado, no habría mayor soporte para la escuela del portafolio debido al poco desarrollo de los mercados financieros en el Perú, lo que implica que los exportadores en su mayoría no tienen acceso a coberturas para protegerse de las fluctuaciones que experimente el tipo de cambio.

Debemos notar que este resultado tiene importantes implicancias de política. En primer lugar, las autoridades monetarias podrían implementar medidas para tener un tipo de cambio estable y consistente en el largo plazo de tal manera que las exportaciones no se vean afectadas. En segundo lugar, dadas las próximas negociaciones del TLC (Tratado de Libre Comercio), se hace necesario tener presente de que manera afectaría una mayor incertidumbre cambiaria hacia las exportaciones debido a que el tipo de cambio estaría sujeto a mayores movimientos en el corto y largo plazo.

Finalmente, se debe tomar en consideración que la volatilidad del tipo de cambio no sólo actúa por el canal de las ventas de bienes exportados, sino que también actúa por el lado de los costos de materias primas e insumos importados utilizados en la producción, por lo que se haría necesario realizar estudios que estén relacionados con el impacto de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre las importaciones de tal manera de establecer una medida del impacto de la volatilidad del tipo de cambio hacia el comercio en el Perú.

Aguirre, Antonio; Ferreira, Alfonso y Notini, Hilton (2003) "The Impact of Exchange-rate Volatility on Brazilian Manufactured Exports", en *Textos para discusión*, Centro para la Investigación de la Economía Internacional (CEPE: <http://www.cepe.ecn.br/>), Brasil.

Arize, Augustine; Osang, Thomas y Slottje, Daniel (2004) "Exchange rate volatility in Latin America and its impact on Foreign Trade", Manuscrito en revisión, Dallas: Southern Methodist University. <http://faculty.smu.edu/tosang/pdf/latin2.pdf>

Bacchetta, Phillippe y Van Wincoop (2000) "Does Exchange-rate Stability Increase Trade and Welfare?", en *The American Economic Review*, Vol 90, N° 5, American Economic Association, Pp. 1093-1109

Bacchetta, Phillippe y Van Wincoop (2002) "A theory of the Currency Denomination of International Trade", en *NBER Working Paper Series*, documento de trabajo N° 9039, National Bureau of Economic Research, Cambridge MA, EEUU.

BADILLO, Rosa Amador, Jorge Belaïre Franch, Dulce Contreras Bayarri, "Contrastes de Raíz Unitaria para Series Temporales en Presencia de Cambios Estructurales", Departamento de Análisis Económico, Edificio Departamental Oriental, Universidad de Valencia, pp:13.

Baldwin, Richard y Krugman, Paul (1989) "Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks", en *The Quarterly Journal of Economics*, Vol 104, No 4, Cambridge MA: MIT Press, Pp. 635-654

Bhargava, A. (1986) "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series," *Review of Economic Studies*, 53(174):369-384.

Carranza L.J.; Cayo J.M.; Galdon-Sanchez J.E. (2003) "Exchange rate volatility and economic performance in Peru: a firm level analysis" en *Emerging Markets Review*, Diciembre 2003, vol. 4, no. 4, Pp. 472-496(25)

Castro, Juan Francisco, Rivas Llosa, Roddy, "Econometría aplicada", Lima, Universidad del Pacífico, CIUP, 2003, Cap 10. pp388

CHOW, Gregor , An Loh Lin "Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series". *The Review of Economics and Statistics*, volume 53, Issue 54(Nov 1971) pp 372-375.

Corbo, Vittorio (2003) "Competitividad, tipo de cambio real y el sector exportador", presentación efectuada por Vittorio Corbo, Presidente del Banco Central de Chile, en Documento de Presentación en la Junta Anual de Exportadores (27 noviembre 2003)

Côté, Agathe (1994) "Exchange Rate Volatility and Trade: A Survey". Banco de Canadá, documento de trabajo No94-5. Mayo

Chowdhury, Abdur R. (1993) Does Exchange-rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from error-correction models, en *The Review of Economics and Statistics*, Vol 75, N° 4 (Nov 1993), Pp. 700-706

Devereux, Michael B. (1997) "Exchange Rates and Macroeconomics: Evidence and Theory", en *The Canadian Journal of Economics*, Vol 30, N° 4a, EEUU: Blackwell Publishing, Pp. 773-808

Donnenfeld, Shabtai y Zilcha, Itzhak (1991) "Pricing of exports and Exchange Rate Uncertainty", en *International Economic Review*, Vol 32, N° 4, EEUU: Blackwell Publishing, Pp. 1009-1022

Enders, Walter (1995) "*Applied econometric time series*", New York : Wiley, Pp. 211

Elliott, G. Rothenberg, T. J. and Stock, J. H. (1996) "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, 64, 4, 813-836.

Engle, R., 1982, Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation, *Econometrica*, vol 50:987-1008.

Engle, R., D. Lilién, R. Robbins, 1987, Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model, *Econometrica*, 55, 391-407.

Engle, R.F y C.W.J Granger (1988) "Co-integrated Vectors" en *Journal of Economic Dynamic and Control*, Vol. 12, Jun-Set 1988, pp. 231-254.

Engle, R. and C. Granger (2000). Long-Run Economic Relationships. Oxford University Press: New York, USA.

Ethier, Wilfred (1973) "International Trade and Forward Exchange Market", en *The American Economic Review*. Vol 63, N° 3, Philadelphia: Economics Department of the University of Pennsylvania, Pp. 494-503

Gilbert, Christopher L. (1989) "The impact of exchange rates and developing country debt on commodity prices". *The Economic Journal* , Vol.99, Gran Bretaña: Royal Economic Society, Pp. 773-784.

Grenne, W. H. (1995) "Econometric Analysis", Mc Millan Publishing Company, pp737.

Johansen, S.; Juselius, K. (1990): "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand of money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. N° 52, Pp.169-210.

Kenen, Peter B. y Rodrik, Dani (1986) "Measuring and Analyzing the Effects of Short Term Volatility in Real Exchange Rates", en *The Review of Economics and Statistics*, Vol 68, N° 2, Cambridge MA: MIT Press, Pp. 311-315

Kikuchi, Toshihiro(2004), "*Impact of Exchange Rate Volatility on Bilateral Exports in East Asian Countries*", Doctoral Program in Quantitative Finance and Management, University of Tsukuba.

Klein, Michael W. (2004) "Fixed Exchange Rate and Trade", en NBER Working Paper Series, documento de trabajo N° 10696, National Bureau of Economic Research, Cambridge MA, EEUU.

Lutkepohl, H. (1991): "Introduction to Multiple Time Series Analysis," Springer-Verlag, New York.

Morón, Eduardo, Abusada, Roberto; Du Bois, Fritz; y Valderrama, José. (2000) "La Reforma Incompleta: rescatando los noventa." Universidad del Pacífico e Instituto de Economía, Tomo I, Agosto de 2000, Lima.

Nelson, C. R. y Plosser, C. I. (1982): "Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*", 10, 139-162.

Newey, W., e K. West (1994). "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation". *Review of Economic Studies*, 61, pp631.

Parodi, Carlos (2000) "Perú 1960-2000: Políticas económicas y sociales en entornos cambiantes". 1a ed. Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.

PERRON, Pierre (1994), "Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series", in *Cointegration for the Applied Economist*, B.B. Rao (ed.), Basingstoke: Macmillan Press, 113-146.

Perron, Pierre y Ng, Serena. (1998). "[An Autoregressive Spectral Density Estimator at Frequency Zero for Nonstationarity Tests](#)," *Econometric Theory*, Cambridge University Press, vol. 14(5), Octubre. Pp. 560-603

Rojas Páez, Bernardo Darío y Fernández, Emiliano R. (2001) "Determinante del tipo de cambio real en Paraguay 1970-2000", Documento de Trabajo N° 6, Gerencia de Estudios Económicos, Banco Central, Departamento de Economía Internacional, Banco Central del Paraguay.

Stilianos Fountas, Menelaos Karanasos and Marika Karanassou (2000), "A GARCH Model of Inflation and Inflation Uncertainty with Simultaneous Feedback", Agosto

Webb, Richard y Fernández Baca, Graciela (1994 a 2003) *Perú en Números, Anuario Estadístico*, Lima: Cuánto S.A.

Zivot, Eric y Andrews, Donald W.K., 1992, "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics* vol.10, nr.3, pp. 251-270.

Anexo No1

Estudios Recientes sobre la relación entre la Volatilidad del Tipo de Cambio y el Comercio

Autores	Título	Medida de Volatilidad	Resultados
Bailey y Tavlas (1998)	<i>Comercio e Inversión bajos Tipos de Cambios Flotantes: la Experiencia en EEUU</i>	1. Volatilidad de corto plazo (valor absoluto del cambio porcentual en la tasa real efectiva de cambio) 2. Desviación entre la tasa real efectiva y la tasa forward efectiva.	No significativos
Bélanger, et al (1988)	<i>Variabilidad del Tipo de Cambio y Flujos Comerciales: Estimados Sectoriales para el Caso EEUU-Canadá</i>	Cuadrado del error definido como el spread a 90 días.	Significativo y negativo en 2 de 5 sectores
Branda y Méndez (1988)	<i>Riesgo de Tipo de Cambio, Régimen Cambiario y el Volumen de Comercio Internacional</i>	Una dummy para el régimen cambiario	Nivel de comercio significativamente mas alto en regímenes flotantes
De Grauwe y Verfaillie (1988)	<i>Variabilidad del Tipo de Cambio, Falta de Alineación, y el Sistema Monetario Europeo</i>	Variancia de los cambios anuales del tipo de cambio real anual.	Nivel de comercio significativamente más fuerte dentro del SME que fuera de él
Koray y Lastrapes (1989)	<i>Volatilidad del Tipo de Cambio Real y el Comercio Bilateral de EEUU: Un Enfoque VaR</i>	Desviación estándar móvil de 12 meses de la tasa de crecimiento del tipo de cambio real	Relación débil y negativa.
Mann (1989)	<i>Los Efectos de las Tendencias en el Tipo de Cambio y Volatilidad en el Precio de las Exportaciones: Ejemplos industriales de Japón, Alemania y Estados Unidos</i>	Promedio móvil de 3 a 6 meses del cambio porcentual mensual en la tasa nominal efectiva	Pocos resultados significativos.
Pereé y Steinherr (1989)	<i>Incertidumbre en el Tipo de Cambio y el Comercio Exterior</i>	Dos medidas de incertidumbre en el largo plazo (falta de alineación)	Insignificante EEUU, significativa y negativa en otros casos.
Lastrapes y Koray (1990)	<i>Volatilidad del Tipo de Cambio y los Flujos Comerciales Multilaterales</i>	Desviación estándar móvil de la tasa de crecimiento del tipo de cambio real y nominal para 12 meses	Relación débil
Asseery y Peel (1991)	<i>Los Efectos de la Volatilidad del Tipo de Cambio en las Exportaciones – Algunos Nuevos Estimados</i>	Residuos cuadrados del proceso ARIMA, ajustados al tipo de cambio real.	Relación significativa y positivo excepto para el Reino Unido
Bini-Smaghi (1991)	<i>Variabilidad del Tipo de Cambio y Comercio: Porque es tan Difícil encontrar cualquier Relación Empírica.</i>	Desviación estándar de las tasas de cambio semanales del tipo de cambio efectivo (dentro del Sistema Monetario Europeo), dentro de un trimestre	Relación significativa y efectos negativos en volúmenes; mayormente efectos significativos en precios.
Feenstra y Kendall (1991)	<i>Volatilidad del Tipo de Cambio y los Precios Internacionales</i>	Modelo GARCH	Relación significativa y negativa para el Reino Unido y Alemania Occidental, insignificante para Japón
Bélanger, et al (1992)	<i>El Impacto de la Variabilidad del Tipo de Cambio sobre los Flujos Comerciales: Más resultados en las Importaciones Sectoriales desde Canadá</i>	1. Cuadrado del error de predicción definido como el spread forward a 90 días; 2. Método no paramétrico para aislar la prima de riesgo en el error de predicción.	No significativo
Kumar (1992)	<i>Efectos Reales del Riesgo Cambiario en el Comercio Internacional</i>	Desviación estándar del cambio porcentual mensual en el tipo de cambio real por un periodo de 12 meses.	Resultados mixtos
Savvides (1992)	<i>Variabilidad no Anticipada en el Tipo de Cambio y en el Crecimiento Internacional del Comercio</i>	Desviación estándar del cambio en el tipo de cambio	Solo los cambios no anticipados en el tipo de cambio real son significativos y negativos
Gagnon (1993)	<i>Variabilidad del Tipo de Cambio y el Nivel de</i>	Basado en regresionar el tipo de cambio real entre EEUU y	No significativo estadísticamente

	<i>Comercio Internacional</i>	5 países industrializados	
Frankel y Wei (1993)	<i>Bloques Comerciales y Bloques Monetarios</i>	Desviación estándar de la primera diferencia del logaritmo del tipo de cambio nominal y real	Resultados mixtos. Efecto pequeño, negativos en los 1980, positivo en los 1990
Kroner y Lastrapes (1993)	<i>El Impacto de la Volatilidad del Tipo de Cambio en el Comercio Internacional: Estimados de Forma Reducida usando el modelo GARCH en media</i>	Modelo GARCH	Significativo, de variados signos y magnitudes
Caporale y Doroodian (1994)	<i>Variabilidad en el Tipo de Cambio y el Flujo del Comercio Internacional</i>	Modelo GARCH	Relación negativa
Sekkat (1997)	<i>Variabilidad en el Tipo de Cambio y el Comercio de la Unión Europea</i>	Desviación estándar de los cambios mensuales en los tipos de cambio para un año determinado	Insignificante
McKenzie y Brooks (1997)	<i>El Impacto de la Volatilidad del Tipo de Cambio en el Flujo comercial entre Alemania y EEUU</i>	Modelo ARCH	Relación positiva
Arize (1998)	<i>La Relación de Largo Plazo Entre Flujos de Importaciones y la Volatilidad del Tipo de Cambio Real: La Experiencia de Ocho Economías Europeas</i>	Desviaciones de la diferencia entre el tipo de cambio real efectivo y la tasa predicha	Relación negativa para 6 de 8 países
Lee (1999)	<i>El Efecto de la Volatilidad en el Tipo de Cambio sobre el Comercio de Durables.</i>	Modelo GARCH	Relación débil y negativa
Saber y Bohara (2001)	<i>Volatilidad del tipo de cambio y las exportaciones: Diferencias regionales entre los países en desarrollo y los Industrializados</i>	<ol style="list-style-type: none"> 1. Variancia condicional del modelo ARCH de primer orden del tipo de cambio real 2. Error estándar móvil de estimado de proceso AR de primer orden del tipo de cambio real efectivo 3. Error estándar móvil de la tendencia del modelo estimado del tipo de cambio real. 	Relación negativa para los países menos desarrollados.

Fuentes:

- **Côté, Agathe** (1994) "Exchange Rate Volatility and Trade: A Survey". Banco de Canadá, documento de trabajo No94-5. Mayo.
- **Pickard, Joseph C.** (2003) "Exchange Rate Volatility and Bilateral Trade Flows: An Analysis of U.S. Demand for certain Steel Products From Canada and Mexico", Tesis presentada a la Facultad del Instituto Politécnico de Virginia y Universidad del Estado. 14 de Junio, 2003, Falls Church, Virginia, EEUU.

Elaboración: Propia

Anexo No2

Resultados de la estimación de la varianza condicional¹¹⁴

		Ecuación de la media
		P_t
C		0.001340 (0.0992)
P_{t-1}		0.325647 (0.0048)
		Ecuación de la varianza
		σ^2_t
C		2.02E-05 (0.0117)
ε^2_{t-1}		0.31678 (0.1458)
σ^2_{t-1}		0.53005 (0.0008)
P_{t-1}		0.00404 (0.0000)
R-cuadrado		0.11060
R-cuadrado (ajustado)		0.07125
Log Likelihood		377.8125
Schwarz		-6.10881
Test de Jarque Bera		1.40779 (0.4946)
DW		1.89588

Anexo No3**Resultados de los test de Raíz Unitaria**

Test y especificación	<i>Series en niveles</i>				<i>Series en diferencias</i>			
	Capac_inst	Exp_peru	Vol_TCR_B	IGV	Capac_inst	Exp_peru	Vol_TCR_B	IGV

¹¹⁴ "P" es la primera diferencia del tipo de cambio real

Test de ADF	Schwarz rez (const)	-3.914203***	-2.010389	-2.317851	-2.31653	-11.17282***	-18.53686***	-9.616966***	-12.1839***
	Schwarz rez (tend)	-2.741985	-3.714126**	-2.426445	-3.245566*	-11.95158***	-18.47177***	-9.576717***	-12.25123***
	H-Q rez (constant)	-2.236322	-2.010389	-2.317851	-1.44104	-2.752807*	-11.14537***	-9.616966***	-3.736088***
	H-Q rez (tend)	-2.096502	-3.714126**	-3.033418	-2.10311	-3.131921	-11.10089***	-9.576717***	-3.60667**
	Lag=1 (constant)	-2.462825	-2.010389	-2.667964*	-2.07102	-9.605588***	-11.14537***	-7.273393***	-12.1839***
	Lag=1 (tend)	-3.309103*	-3.714126**	-2.793703	-3.42997*	-9.766848***	-11.10089***	-7.244907***	-12.25123***
	Lag=2 (constant)	-2.805429*	-1.552423	-2.664388*	-2.31653	-9.333667***	-8.171192***	-5.763741***	-8.988933***
	Lag=2 (tend)	-3.539295**	-3.056916	-2.808941	-3.245566*	-9.612172***	-8.141708***	-5.762719***	-9.069274***
Test de PP	Newey-West (const)	-3.237421**	-2.286909	-2.788339*	-1.85743	-20.51227***	-23.51313***	-9.614183***	-20.45474***
	Newey-West (tend)	-5.141761***	-5.549318***	-2.904709	-3.869421**	-25.28245***	-23.71552***	-9.573164***	-21.67967***
	Andrews (constant)	-3.453315**	-2.25965	-2.575522	-1.85682	-15.27953***	-19.07157***	-9.616966***	-18.75256***
	Andrews (tend)	-4.740012***	-5.390011***	-2.691843	-3.849625**	-15.34234***	-19.00413***	-9.576717***	-18.92604***
DF-GLS	Schwarz rez (const)	0.507693	0.412153	-2.204875**	1.203137	0.35389	-16.16723***	-9.423194***	-1.123996
	Schwarz rez (tend)	-0.847242	-2.463677	-2.447669	-1.61118	-1.908027	-17.77524***	-9.431208***	-2.702045
	H-Q rez (constant)	0.507693	0.801347	-2.204875**	1.494413	0.35389	-0.954971	-9.423194***	-0.949872
	H-Q rez (tend)	-0.847242	-2.463677	-2.447669	-0.99812	-1.908027	-17.77524***	-9.431208***	-2.409849
KPSS	Newey-West (const)	1.18002***	1.150674***	0.197798	1.186493***	0.448716*	0.5**	0.036271	0.221747
	Andrews (constant)	0.521395**	0.588931**	0.241505	0.453711*	0.54838**	0.09836	0.038922	0.148573

(*) se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 10%
(**) se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 5%
(***) se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 1%

Test y especificación		<i>Series en niveles</i>				<i>Series en diferencias</i>			
		Vol_garch	L_TI	PBI_USA_i	TCR_B	Vol_garch	L_TI	PBI_USA_i	TCR_B
Test de ADF	Schwarz rez (const)	-3.380911**	-1.374084	-1.39453	-3.366362**	-5.974084***	-5.49878***	-13.1417***	-8.42857***
	Schwarz rez (tend)	-3.434459*	-2.314853	-1.910391	-3.350278*	-5.981023***	-5.468306***	-13.22973***	-8.389476***
	H-Q rez (constant)	-3.380911**	-1.374084	-1.56805	-3.366362**	-5.974084***	-5.49878***	-13.1417***	-8.42857***
	H-Q rez (tend)	-3.434459*	-2.314853	-1.910391	-3.350278*	-5.981023***	-5.468306***	-13.22973***	-8.389476***
	Lag=1 (constant)	-3.380911**	-1.374084	-1.56805	-3.317375**	-5.974084***	-5.49878***	-8.171832***	-8.563744***
	Lag=1 (tend)	-3.434459*	-2.314853	-1.528325	-3.303749*	-5.981023***	-5.468306***	-8.275863***	-8.522488***

	Lag=2 (constant)	-3.380911**	-1.374084	-1.539188	-2.875726*	-5.974084***	-5.49878***	-6.386529***	-7.946052***
	Lag=2 (tend)	-3.434459*	-2.314853	-1.5471	-2.857689	-5.981023***	-5.468306***	-6.502956***	-7.908045***
Test de PP	Newey-West (const)	-3.380911**	-1.374084	-1.571587	-3.533533***	-5.974084***	-5.49878***	-13.16729***	-13.68251***
	Newey-West (tend)	-3.434459*	-2.314853	-1.720193	-3.511889**	-5.981023***	-5.468306***	-13.56114***	-13.57812***
	Andrews (constant)	-3.380911**	-1.374084	-1.474404	-3.443944**	-5.974084***	-5.49878***	-13.1417***	-11.022***
	Andrews (tend)	-3.434459*	-2.314853	-1.717768	-3.428041*	-5.981023***	-5.468306***	-13.22973***	-10.97376***
DF-GLS	Schwarz rez (const)	-5.730539***	-3.328035***	1.528009	-1.0024	-5.730539***	-3.328035***	-12.6977***	-8.789443***
	Schwarz rez (tend)	-5.82777***	-3.630091***	-1.780853	-2.236237	-5.82777***	-3.630091***	-12.92498***	-10.31892***
	H-Q rez (constant)	-5.730539***	-1.495982	1.528009	0.081944	-5.730539***	-1.495982	-12.6977***	-0.901639
	H-Q rez (tend)	-5.82777***	-3.630091***	-1.780853	-2.236237	-5.82777***	-3.630091***	-12.92498***	-10.31892***
KPSS	Newey-West (const)	0.082067	0.166642	1.27945***	0.176376	0.082067	0.166642	0.214197	0.5**
	Andrews (constant)	0.072781	0.166524	0.45396*	0.119961	0.072781	0.166524	0.182515	0.077556

(*) se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 10%

(**) se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 5%

(***) se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 1%

Anexo No4

Resultados de la estimación del vector de cointegración por la Metodología de Johansen (normalizados)¹¹⁵

Vectores de cointegración

Modelo 1 Modelo 2

¹¹⁵ Una característica de los estimaciones que arroja el Eviews 4.1 del vector de cointegración estimado por Johansen, es que salen con los signos contrarios. Esto se debe a que todas las variables explicativas están al lado izquierdo de la ecuación conjuntamente con la explicada. En la tabla que se presenta, los signos ya están cambiados.

X_{t-1}	1.00000	1.00000
C	-53.58538	-35.57091
t	-0.063096 [-3.81197]	-0.032781 [-5.58533]
σ_{t-1} (histórica)	-0.865182 [-3.04907]	
σ_{t-1} (garch)		-0.18085 [-3.29514]
TI_{t-1}	13.84879 [3.54875]	7.089061 [5.43639]
U_{t-1}	-6.70843 [-2.07233]	-4.18105 [-4.01298]
T_{t-1}	4.22496 [2.66181]	1.51482 [2.50223]
M^*_{t-1}	20.0346 [2.94666]	11.2388 [4.89579]
# de rezagos en el MCE	6	4
Det. Resid. Covariance	2.15E-17	1.14E-16
Log Likelihood	1355.582	1210.308
Log Likeli. (d.f. adjusted)	1216.913	1121.777
Akaike inf. Criteria	-17.22655	-16.82065
Schwarz Criteria	-11.58614	-12.90837

[]indica t-estadístico

Anexo No5

Resultados de la estimación del modelo de Corrección de Errores por la metodología de Engle y Granger

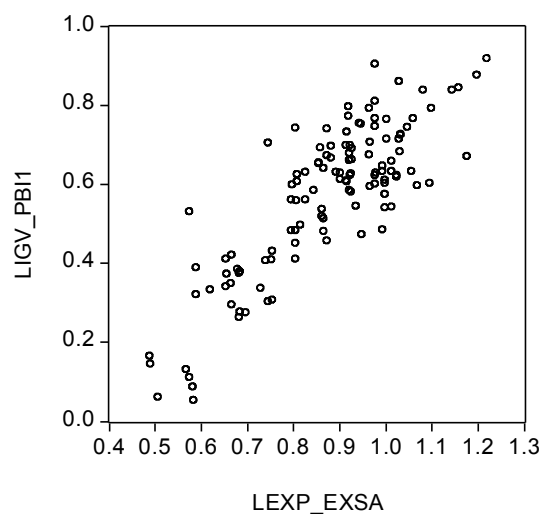
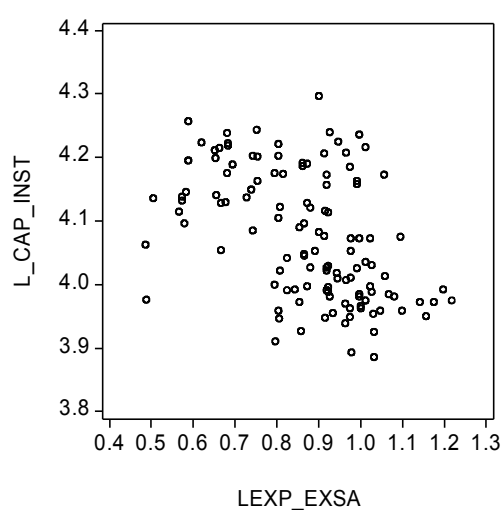
	Modelo de Corrección de Errores	
	Modelo 1	Modelo 2
	ΔX_t	ΔX_t
e_{t-1}	-0.44832 (0.0000)	-0.42322 (0.0000)
ΔX_{t-1}	-0.13753 (0.0812)	-0.15231 (0.0567)

$\Delta \sigma_t$ (histórica)	0.08792 (0.0029)	
$\Delta \sigma_{t-1}$ (garch)		-0.00717 (0.3718)
ΔTI_{t-3}	0.81687 (0.0015)	0.82382 (0.0020)
ΔU_{t-2}	0.22841 (0.0321)	0.25768 (0.0023)
ΔT_t	0.10973 (0.0928)	0.09989 (0.0953)
ΔM^*_t	1.46918 (0.0050)	1.39791 (0.0020)
ΔM^*_{t-5}	-1.57318 (0.0045)	-1.66367 (0.0075)
ΔM^*_{t-6}	2.35624 (0.0019)	2.33244 (0.0013)
R-cuadrado	0.55847	0.53334
R-cuadrado (ajustado)	0.52483	0.49779
Suma cuadrada de residuos	0.38541	0.40734
Test de White (heterocedasticidad)	0.76896 (0.83518)	0.91896 (0.62238)
Test de jarque Bera	2.57770 (0.27558)	2.66613 (0.26366)
Test Correlación Serial (Breusch-Godfrey)	7.05971 (0.53020)	8.36346 (0.30173)
DW	2.03614	2.07336

() indica probabilidad

Anexo No6

Correlación entre las exportaciones manufactureras y la capacidad instalada e impuestos



Anexo No7

Resultados de los test de cointegración de Johansen para el modelo 1

	Estadístico (Traza)	Valores críticos	
		5%	1%
$r \leq 0$	148.9801**	114.9	124.75
$r \leq 1$	99.26698**	87.31	96.58
$r \leq 2$	58.95448	62.99	70.05
$r \leq 3$	31.46367	42.44	48.45
$r \leq 4$	14.34802	25.32	30.45
$r \leq 5$	4.045147	12.25	16.26

	Estadístico (Max-valor)	Valores críticos	
		5%	1%
$r \leq 0$	49.71316**	43.97	49.51
$r \leq 1$	40.31249*	37.52	42.36
$r \leq 2$	27.49081	31.46	36.65
$r \leq 3$	17.11565	25.54	30.34

$r \leq 4$	10.30287	18.96	23.65
$r \leq 5$	4.045147	12.25	16.26

(**) Denota que se rechaza la nula al 1%

(*) Denota que se rechaza la nula al 5%

Resultados de los test de cointegración de Johansen para el modelo 2

	Estadístico (Traza)	Valores críticos	
		5%	1%
$r \leq 0$	149.2815**	114.90	124.75
$r \leq 1$	97.19582**	87.31	96.58
$r \leq 2$	57.47102	62.99	70.05
$r \leq 3$	38.25974	42.44	48.45
$r \leq 4$	23.20520	25.32	30.45
$r \leq 5$	9.480364	12.25	16.26

	Estadístico (Max-valor)	Valores críticos	
		5%	1%
$r \leq 0$	52.08572**	43.97	49.51
$r \leq 1$	39.72480*	37.52	42.36
$r \leq 2$	19.21128	31.46	36.65
$r \leq 3$	15.05453	25.54	30.34
$r \leq 4$	13.72484	18.96	23.65

$r \leq 5$	9.480364	12.25	16.26
------------	----------	-------	-------

(**) Denota que se rechaza la nula al 1%

(*) Denota que se rechaza la nula al 5%

Anexo No8

Reformas aplicadas a la Economía en el Perú durante la década de los noventa

Reforma	Descripción
Estabilización Económica	
Cierre de la brecha fiscal	Se diseñó un programa para instaurar impuestos extraordinarios, se eliminaron la mayoría de las exoneraciones tributarias y se incrementaron los precios públicos. Al mismo tiempo se racionalizó el gasto fiscal. Esta disciplina fiscal se mantuvo durante la mayor parte de los noventa.
Control Monetario	Se impuso un ancla monetaria relativamente flexible y no anunciada, con el objeto de reducir paulatinamente la tasa de crecimiento de la base monetaria. Además el gobierno se comprometió a no solicitar financiamiento del Banco Central.
Unificación y liberalización del tipo de cambio	Para manejar el sistema cambiario se adoptó un sistema híbrido que consistía en unificar el mercado cambiario y fijar una meta inicial del tipo de cambio, que significó una devaluación del orden inicial del 50% con relación al tipo de cambio paralelo tres días antes del programa, pero estableciéndose además una trayectoria no anunciada del tipo de cambio hacia la meta definida. Con el propósito de ir disminuyendo paulatinamente la base monetaria se fue flexibilizando el ancla monetaria que representaba el tipo de cambio hasta hacerla flexible. Con el sistema de flotación se podía eliminar la emisión por origen externo que la defensa del tipo de cambio fijo implicaba.
Estabilización y corrección de los precios públicos	Los precios públicos, que se habían mantenido artificialmente bajos durante el gobierno de García fueron elevados. Posteriormente, se pasó a liberalizar muchos de los precios que habían estado controlados.
Liberalización Comercial	
Eliminación de	Entre las restricciones que fueron eliminadas estuvieron: las

restricciones al comercio exterior.	prohibiciones a las importaciones, licencias previas a la importación, las cuotas, los monopolios en la comercialización de insumos, requisitos de registro. Esto fue complementado con la eliminación de todo tipo de privilegios, sistemas preferenciales y mecanismos discriminatorios (monopolios, subsidios, precios artificiales).
Reforma de la política arancelaria	Se eliminó la dispersión arancelaria existente, al mismo tiempo que se redujeron considerablemente los aranceles. Entre 1991 y 1998 se pasó de una estructura arancelaria de 39 niveles entre 56% y 84% (promedio ponderado = 44%) a una estructura de 2 niveles (12% y 20%, promedio ponderado = 13.1%). También se eliminó el CERTEX
Reforma de la SUNAD	Se inició un programa de reformas en la Superintendencia Nacional de Aduanas en 1991, para modernizarla y aumentar su eficiencia. También se reformó la política aduanera, para hacerla más simple y eficiente.
Promoción de exportaciones	Se dio una serie de medidas para apoyar al sector exportador: <ul style="list-style-type: none"> • Eliminación de los impuestos a las exportaciones • Reducción de impuestos • Devolución del IGV • Restitución simplificada de derechos arancelarios a las exportaciones menores (<i>drawback</i>) • Desdoblamiento de partidas arancelarias para acogerse al <i>drawback</i>. • Régimen de Admisión Temporal • Régimen de Importación Temporal • Comisión para la Promoción de Exportaciones (PROMPEX) • Fondo de Respaldo a la Pequeña Empresa • Centros de Exportación, Transformación, Industria, Comercialización y Servicios (CETICOS)
Política de Integración Comercial	El Perú respaldó el fortalecimiento del GATT y la creación de la Organización Mundial de Comercio, como mecanismos para favorecer la liberalización comercial. Además, se dio respaldo a la CAN.
Reinserción en el Sistema Financiero Internacional	
Negociaciones con el Banco Mundial, FMI, entre otros	Una vez iniciadas las reformas, el Perú pudo negociar con distintos organismos internacionales tales como el Fondo Monetario Internacional, El BID y el Banco Mundial, de modo que se pudieran refinanciar las deudas del país, y restaurar el acceso al crédito internacional. Las condiciones y metas que el Perú tuvo que aceptar para lograr esto sirvieron para solidificar la confianza de los mercados financieros internacionales en el nuevo gobierno.
Creación del Grupo de Apoyo	El Perú carecía de reservas, por lo que se constituyó un “Grupo de Apoyo”, liderado por EEUU y Japón, que contribuyó con préstamos blandos y donaciones para que el Perú pudiera hacer frente a sus pagos de la deuda externa.
Negociación con el Club de París	Una vez aprobado un Programa de Acumulación de Derechos con el FMI, el Perú pudo renegociar con el Club de París el grueso de la deuda bilateral. A través de esta renegociación se proveyó de una respiro en el pago de la deuda.
Negociación de un Acuerdo Brady	Tras un proceso de negociación, el Perú logró negociar US\$ 4'410 millones de principal, incluidos 630 millones de corto plazo y 680 de deuda de proveedores, obteniéndose un descuento en el principal del 45%, que sería efectuado de 3 formas: i) emisión de bonos en los que se canjea el principal por bonos con un valor par del 55%; ii) emitiendo bonos a la par en los que el descuento se realizaría en la tasa de interés; y iii) emitiendo bonos con reducción inicial de intereses.
Reforma estructural	
Reforma del mercado de capitales	Los principales aspectos de esta reforma fueron: <ul style="list-style-type: none"> • Se otorgó libertad a las bolsas de valores para elegir a sus propios directores y a su presidente. • Se permitió la ejecución de operaciones fuera de bolsa. • Se eliminaron las “barreras de acceso” a las actividades de

	<p>intermediación bursátil.</p> <ul style="list-style-type: none"> • Se liberalizaron los aranceles y tarifas cobradas por los intermediarios bursátiles. • Se permitió la participación de los bancos y entidades financieras en la intermediación bursátil. • Requerimiento de patrimonio mínimo para las SAB y de su constitución como sociedades anónimas. • Se estableció el principio de reserva bursátil • Se reguló el uso de información privilegiada sobre los emisores. • Fueron creadas las instituciones de compensación y liquidación de valores. • Se reguló el funcionamiento de los fondos mutuos y sus administradoras • Se estableció el sistema privado de clasificación de riesgo para los valores de oferta pública. • SE vuelve obligatorio para las empresas revelar información que pudiera ser importante para el comportamiento de los precios de sus valores. • Creación del Registro Público de Valores e Intermediarios.
Liberalización financiera	<p>Comprendió las siguientes medidas:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Promulgación de la nueva Ley de Bancos, Instituciones Financieras y de Seguros • Liberalización total de las tasas de interés • Liberalización del mercado cambiario • Establecimiento de una política más racional para el otorgamiento del crédito del BCRP, tanto en montos como en precios. • Reducción de los encajes • Reestructuración de los intermediarios financieros estatales • Promulgación de una nueva Ley del Mercado de Valores. • Promulgación de la Ley del Sistema Privado de Pensiones.
Flexibilización del mercado laboral	<p>Se dio una serie de cambios en el mercado laboral:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Las reformas permitieron reducir considerablemente los costos de despido, debido a la abolición de la estabilidad laboral y su reemplazo por la protección contra el despido arbitrario. • Se redujo la indemnización por despido arbitrario. • Se amplió la gama de contratos disponibles, facilitándose el uso de contratos temporales y contratos dirigidos a jóvenes. • Se redujo el rol del Estado como arbitro en la negociación colectiva,. • Se estableció la negociación en el nivel de planta • Se permitió la formación de más de un sindicato por empresa. • Se clarificó la legislación de la CTS. • Se estableció el Sistema Privado de Pensiones.
Promoción de la inversión privada nacional y extranjera	<p>Se dio un conjunto de normas para estimular la inversión privada:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Ley de Promoción de la Inversión Extranjera (DL. 662) • Ley Marco para el Crecimiento de la Inversión Privada (DL. 757) • Ley de Promoción de la Inversión Privada en las Empresas del Estado (DL. 674) • Leyes sectoriales de promoción de la inversión privada, normas legales en materia de Defensa de la Competencia, etc.
Reforma del Estado	<p>Entre los principales aspectos de esta reforma tenemos:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Privatización de las empresa públicas • Eliminación de los monopolios estatales • Racionalización de la estructura de la administración pública. • Creación de la Comisión de Promoción de la Inversión Privada (COPRI), para privatizar las empresas públicas.

- El Estado asume el rol de regulador con la creación del Órgano Supervisor de la Inversión Privada en Telecomunicaciones (Osiptel)

Fuentes:

- **Morón, Eduardo, Abusada, Roberto; Du Bois, Fritz; y Valderrama, José.** (2000) "La Reforma Incompleta: rescatando los noventa." Universidad del Pacífico e Instituto de Economía, Tomo I, Agosto de 2000, Lima., pp. 91 - 447
- **Parodi, Carlos** (2000) "Perú 1960-2000: Políticas económicas y sociales en entornos cambiantes". 1a ed. Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico. pp. 243-278

Elaboración: Propia.

Contador de Palabras

