

---

**ANÁLISIS DE ESTACIONARIEDAD CON DATOS DE PANEL:  
UNA ILUSTRACIÓN PARA LOS TIPOS DE CAMBIO, PRECIOS Y  
MANTENIMIENTO DE LA PPA EN LATINOAMÉRICA**

---

**Ramón Mahía**

Instituto L.R. Klein  
Junio 2000.

**RESUMEN**

---

El documento presentado pretende exponer algunos de los recientes instrumentos técnicos disponibles para el análisis de la estacionariedad en datos de panel. En concreto, se expone el trasfondo teórico y las líneas básicas referentes a la aplicación práctica de algunas de las versiones de los test de no estacionariedad para datos de panel de Levin y Lin, Im- Pesaran y Shin y HADRI así como el test de No Cointegración de KAO. La ilustración práctica del funcionamiento de estos contrastes se desarrolla en torno al análisis de las series de tipos de cambio y precios de 13 países latinoamericanos en la década de los 90, recurriéndose a la hipótesis de la PPA como trasfondo teórico para el análisis de cointegración. Las rutinas utilizadas para la aplicación de los contrastes están disponibles previa petición al autor.

---



## **1. INTRODUCCIÓN**

En contraste con los micropaneles de elevada dimensión transversal (N) y reducida profundidad temporal (T), la posibilidad cada vez más evidente de disponer de un número elevado de observaciones temporales, ha ido desplazando la atención hacia la modelización de los componentes de series temporales, modificando además los desarrollos de las teorías asintóticas tradicionales.

Ante esta nueva perspectiva de modelización dinámica con datos de panel, se empezaron a desarrollar a principios de los 90 un importante conjunto de trabajos teóricos y empíricos. Tras una serie de documentos iniciales que abrieron camino en la exploración (Bhargava, Franzini y Narendranathan (1982) ó Breitung y Meyer (1994)), el trabajo de Quah (1992 y 1994) fue uno de los primeros en sugerir formalmente, sobre la base del modelo expuesto anteriormente, un test simple de raíces unitarias y su utilidad en su aplicación a las teorías de crecimiento convergente en macroeconomía.

Levin y Lin (1993) ampliarían sus trabajos usando una versión aumentada del mismo procedimiento además de trabajar sus posibilidades asintóticas en ambas dimensiones del panel (*permitiendo el crecimiento independiente de ambas dimensiones*), habilitando mayor heterogeneidad en las perturbaciones aleatorias y dando cabida a términos independientes y tendenciales heterogéneos para los distintos individuos. Im *et al.* (1997)<sup>1</sup> presentaron una crítica a los trabajos de Levin y Lin desarrollando nuevos test de raíces unitarias en datos de panel basados en medias de test LM<sup>2</sup> sobre los distintos individuos asumiendo errores Gausianos. Choi (1997) y Maddala y Wu (1997) sugirieron de forma independiente test de raíces unitarias en datos de panel basados en varias combinaciones de los “p” valores de los tests aplicados a cada individuo separadamente.

Por otro lado, paralelamente a los desarrollos sugeridos en el campo de las series temporales por Kwiatowski *et al.* (1992), Hadri (1998) y Hadri (1999) propuso una versión del test de raíces unitarias para datos de panel basada en el test LM sobre la hipótesis nula de estacionariedad frente a la alternativa de no estacionariedad. Son también muy recientes las concepciones de Jonas Andersson y Johan Lyhagen (1999) sobre la base de los llamados modelos de memoria larga.

Las anteriores aportaciones teóricas, han servido de base para el desarrollo de recientes aplicaciones prácticas, facilitándose el uso de modelos de panel con elevada dimensión temporal y transversal simultáneamente. Por ejemplo, Bernard y Jones (1986) analizaron teorías de crecimiento y convergencia y MacDonald (1996), Oh (1996), Pedroni (1995 y 1996) y Wu (1996 y 1997) se centraron en su aplicación para el contraste de diversas formas de paridad del poder adquisitivo combinando test de raíces unitarias con test residuales de cointegración. Coakley *et al.* (1997) desarrollaron un modelo económico donde paneles de ahorros e inversiones estaban cointegrados testando la teoría con test residuales de cointegración para datos de panel.

## **2. ANÁLISIS DE NO ESTACIONARIEDAD EN DATOS DE PANEL. PRINCIPALES DIFERENCIAS CON EL CASO TEMPORAL**

Analizando las aportaciones de diversos autores puede concluirse que el uso de secciones temporales y transversales combinadas, permitirá generar una familia de test de raíces

---

<sup>1</sup> La primera versión manuscrita corresponde en realidad a Junio de 1995 mientras que la última revisión, todavía sin publicar oficialmente, data de diciembre de 1997.

<sup>2</sup> Abreviatura inglesa de los estimadores de Multiplicadores de Lagrange (*Lagrange Multipliers*)

unitarias con más potencia que la reconocida usualmente en el caso de la aplicación de los tests tradicionales de series temporales a muestras finitas de datos temporales. Estos procedimientos están diseñados para evaluar la hipótesis nula de que cada individuo del panel exhibe perturbaciones integradas frente a la alternativa de que estacionariedad conjunta. Dado que, en este contexto, la hipótesis nula de no estacionariedad impone una restricción a lo largo de toda la dimensión transversal en los coeficientes de correlación parcial de primer orden, estos test para datos de panel pueden ofrecer, según los autores, una potencia mayor que los aplicados sobre cada individuo separadamente. De hecho, experimentos de Monte Carlo realizados sobre la base de las distribuciones asintóticas derivadas por los autores de este tipo de test permiten observar que, aún cuando se disponga tan solo de un número muy limitado de individuos, considerar de forma simultánea series temporales y transversales, conduce a una mejora muy importante de la potencia frente a la aplicación individual.

Otra de las principales virtudes del análisis de la estacionariedad en el contexto de un modelo dinámico con datos de panel es que, tal y como ocurre en el caso del modelo estacionario de datos de panel pero en claro contraste con las propiedades asintóticas para el caso de una única serie temporal, los estimadores y test estadísticos de tipo ADF muestran una distribución normal en el límite, si las perturbaciones son independientes e idénticamente distribuidas y no se consideran presentes efectos individuales fijos. Como inconveniente, y a diferencia de los resultados propios del un panel estacionario, la media y varianza asintótica del test de raíces unitarias dependen de la especificación de la ecuación de regresión.

En determinadas condiciones, y en contraste con el caso tradicional de series temporales, la inclusión de un término independiente o una tendencia temporal no afecta a la distribución asintótica de los estadísticos de los tests de raíces unitarias. No obstante, el sesgo aparecido en la media y la varianza asintótica del test se manifiesta de forma más patente que en caso del modelo sin términos deterministas. Ese sesgo se desvanece a medida que la dimensión temporal crece pero no responde a los incrementos en la dimensión transversal.

Con todo lo anterior, los autores de los contrastes que se utilizaran a continuación, recomiendan especialmente su uso allí donde los procedimientos ya existentes son menos potentes o de complejo desarrollo y, en todo caso, en paneles de datos de dimensiones temporal y transversal moderadas en las que ninguna alternativa clásica serviría propiamente. Así, si nos enfrentamos a un panel con una gran dimensión temporal (*varios cientos de observaciones*) y escasa transversal (*unos 10 individuos*), la aplicación de los tests tradicionales de series parece suficientemente adecuada, asumiendo patrones muy generales de correlación entre individuos. Del mismo modo, en el caso contrario, procedimientos de análisis de estacionariedad transversal de los datos de panel ya existentes (MaCurdy 1982, Hsiao 1986; Holtz-Eaking *et al.* 1988, Breitung y Meyer 1991), son apropiados asumiendo, en este caso, patrones muy generales de correlación temporal individual.

### **3. EL ANÁLISIS DE LA PPA CON DATOS DE PANEL**

El contraste de la hipótesis de la PPA ha sido siempre un buen campo de pruebas para muchas innovaciones técnicas en economía aplicada, y en especial, en materia de estacionariedad cointegración. En este sentido, el uso de los datos de panel puede aportar un valor añadido interesante: siempre, pero más aún desde la desaparición del sistema de Bretton - Woods en 1973, el período muestral de análisis se ha considerado insuficiente, por lo que la incorporación de la dimensión transversal añade potencia a las herramientas de análisis unidimensionales utilizadas en este contexto.

Efectivamente, casi desde el primer momento en que comenzaron a aplicarse los test tradicionales de análisis de estacionariedad al contraste de la PPA, se ha venido señalando como inconveniente para la obtención de resultados concluyentes la escasa potencia de los mismos en

el campo de los datos reales. Incluso siendo cierta la hipótesis de estacionariedad en el tipo de cambio real (*mantenimiento de la PPA*), bastaría que la velocidad de tendencia hacia la media (*mean reversion*) fuera relativamente lenta, para que hiciera falta casi un siglo de observaciones que permitieran observar el fenómeno con los instrumentos tradicionales de series temporales (ver Frankel (1986 y 1990)). De este modo, el problema es, evidentemente, que resulta imposible determinar cuando el fallo en el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración está causado por la baja potencia de lo test o por ser la hipótesis realmente cierta.

En 1996, momento en que esta variante técnica estaba todavía en su infancia, Frankel y Rose (1996) intentaron una primera aproximación formalmente elaborada<sup>3</sup> utilizando un contraste de la PPA estricta para un panel de más de 100 países, en donde por primera vez se imponía simultáneamente una hipótesis nula de no estacionariedad para los tipos de cambio reales de todos los individuos del panel frente a la alternativa de estacionariedad común, apoyándose, para los valores críticos, en desarrollos de Levin y Lin (1992)<sup>4</sup>.

Aunque Frankel y Rose, análogamente a otros autores como Lothian (1994), consiguieron encontrar alguna evidencia a favor del mantenimiento de la PPA, lo cierto es el rechazo de la hipótesis nula de no estacionariedad en el tipo de cambio real seguía resistiéndose significativamente. Sólo en el caso en que impusieran un término independiente homogéneo para todos los países fueron capaces de rechazar la hipótesis nula.

Wu (1996), por su parte, reunió un conjunto de 18 países de la OCDE para contrastar la hipótesis nula de que cada una de las series anuales, trimestrales o mensuales del tipo de cambio real frente al dólar USA tenía una raíz unitaria. A diferencia del caso individual, y de experiencias más matizadas de otros autores, Wu encontró que esta hipótesis nula podía rechazarse claramente proveyendo soporte a la teoría de la PPA en el período post Bretton Woods.

Papell (1997) sometió a una revisión crítica los estudios previos en este contexto y, a su vez, insistió en la contrastación construyendo paneles mensuales y trimestrales de 20 y 17 países utilizando tipos de cambio reales 1973-1994 con respecto a los Estados Unidos. En general, sus resultados señalaron una fuerte evidencia de rechazo de la hipótesis nula (*aceptando por tanto el mantenimiento de la PPA*) con datos mensuales pero no trimestrales. Papell incorporaría para el contraste modificaciones sustanciales a los valores de referencia de Levin y Lin (1992) utilizados por otros autores, intentando corregir esos valores críticos de la presencia de autocorrelación serial en las regresiones de tipo DF. Estas correcciones explican que sus resultados sean menos favorables al mantenimiento de la PPA en datos trimestrales que los presentados por Wu (1996) ó Jorion y Sweeney (1996) ya que, los valores críticos para el rechazo corregidos de autocorrelación resultaron casi un 11% superiores en promedio a los originales de Levin y Lin (1992).

A partir de estos trabajos iniciales, otros autores han ido poniendo a prueba algunas de las modificaciones de los diversos test propuestos para el análisis de estacionariedad, si bien se hecha de menos la consideración de áreas monetarias relativas a las economías emergentes, ya que casi la totalidad de los análisis se circunscribe, posiblemente por razones de índole estadística, a las áreas desarrolladas.

---

<sup>3</sup> Algunas experiencias previas como Hakkio (1984) o Abuaf y Jorion (1990) se acercaron al análisis transversal para el contraste de la PPA, si bien sus desarrollos formales estaban aún lejos de incorporar los desarrollos asintóticos de los contrastes de raíces unitarias necesarios para dotar de una validez general a sus experimentos.

<sup>4</sup> Resultados que se resumían en que el estimador MCO del parámetro autorregresivo convergía a un ratio  $T\sqrt{N}$  y la distribución límite de los test estadísticos eran normales no centradas. Además, en contraste con el caso no estándar de series temporales, esos test seguían distribuciones asintóticas normales.

En este sentido, la conveniencia del análisis de estacionariedad y cointegración aplicado a los datos de panel es tanto más evidente cuanto menor es la muestra de datos disponibles para el análisis. En el caso que se presenta, este es un hecho trascendental: las transformaciones en el régimen de gestión cambiaría en los países latinoamericanos ha sido frecuente en las últimas dos décadas por lo que, en muchos casos, resulta simplemente imposible contar con una serie suficientemente larga como para afrontar con garantías un análisis cuantitativo. Es importante recordar en este sentido los trabajos de Perron (1989), Rappoport y Reichlin (1989), Christiano (1992), Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992) y Zivot y Andrews (1992) sobre los efectos en los resultados de los test tradicionales de estacionariedad y cointegración de la presencia de cambio estructural.

#### **4. PRESENTACIÓN DE LOS DATOS**

Los datos recogidos de precios y tipos de cambio nominales bilaterales abarcan los años 91 – 99. El período ha sido elegido para poder contar con el máximo número de países en el panel ya que, si tomamos datos anteriores a 1990, la existencia de tipos de cambio fijo en muchos países o la falta de estadísticas homogéneas en precios iría reduciendo progresivamente el tamaño transversal del panel.

Así pues, utilizaremos cuantas cotizaciones cruzadas entre las distintas monedas latinoamericanas aprovechando la dimensión transversal para el análisis de la estacionariedad de las series involucradas en el análisis así como de las relaciones de cointegración existentes entre ellas. Utilizaremos datos trimestrales, respecto a lo cual, y recordando el hecho antes comentado de cómo la frecuencia afecta al resultado del test, creo conveniente tener en cuenta las siguientes consideraciones básicas:

- En primer lugar, debemos ser conscientes de que en un análisis orientado a largo plazo lo interesante es disponer de una muestra que cubra un amplio espacio temporal. En ese sentido, ampliar la muestra por elevación de la frecuencia, sin añadir nuevo contenido informativo no parece una solución razonable a un caso de muestra limitada.
- En segundo lugar, si el objetivo último es contrastar relaciones tendenciales de equilibrio a largo plazo, el análisis deberá seguir centrándose en la frecuencia cero. Sin embargo, la presencia de raíces unitarias en frecuencias estacionales puede provocar la estimación inconsistente de la relación de cointegración en esa frecuencia cero. Así pues, parecería en este caso necesario eliminar el componente estacional de las variables analizadas mediante un procedimiento de desestacionalización con filtros lineales clásicos. El problema, sin embargo es que esa desestacionalización mediante los procedimientos lineales más habituales puede provocar algunos problemas como, por ejemplo, un sesgo hacia la aceptación de raíces unitarias en la frecuencia cero en series estacionarias (Ghysels y Perron, 1993)<sup>5</sup> o dificultades en la especificación de modelos dinámicos asociados a estas variables desestacionalizadas.<sup>6</sup> Otros procedimientos como la diferenciación estacional mediante el polinomio  $S_s(L)$  implican también ciertos peligros, como la sobrediferenciación.

Dado lo anterior, la única alternativa interesante, aunque técnicamente más compleja, consistiría en la aplicación de contrastes de cointegración en todas las frecuencias, frecuencia cero y estacionales simultáneamente. En el presente documento, se expone sólo una primera

---

<sup>5</sup> En concreto, en este trabajo se analiza el caso del procedimiento  $X11$  y mostró que el sesgo hacia la aceptación de una raíz inexistente no se elimina asintóticamente por lo que la estimación base de los contrastes sería inconsistente.

<sup>6</sup> Suriñach et al. (1995) indican que estos problemas se manifiestan en la aparición de esquemas autorregresivos complejos y de elevado orden en las series desestacionalizadas

aproximación al uso de los contrastes de estacionariedad y cointegración en datos de panel mas simples por lo que no se atenderá a la presencia de raíces estacionales.

Los países cubiertos en una selección preliminar fueron: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela. Sin embargo, en una etapa posterior de análisis de los datos se descartaron Argentina, Brasil, El Salvador y Panamá bien por el mantenimiento del tipo de cambio fijo (caso de Argentina o Panamá), bien por ausencia de un período significativo de información (Salvador y Brasil).

- Los datos de tipo de cambio se refieren a cambios nominales y han sido computados como medias de los datos mensuales disponibles para cada año.
- Los datos de precios se refieren en todos los casos a precios al consumo y se expresan también como medias anuales de los índices en base 95.

Todos ellos, han sido obtenidos de una fuente homogénea, la publicación *Financial Statistics* del FMI.

Considerar precios al consumo es una de las opciones más utilizadas en este tipo de análisis, dada la disponibilidad de los datos de este tipo, sin embargo, no debe considerarse la más idónea desde el punto de vista teórico. Otras alternativas consisten en utilizar medidas de precios con un mayor peso de los bienes “comerciables” (como los índices WPI “wholesale prices index”) <sup>7</sup> o incluso diferenciar los índices distinguiendo los bienes comercializables de los no comercializables <sup>8</sup>. La sensibilidad de los resultados finales a la elección del contraste ha sido analizada con cierto detalle por McNown y Wallace (1989.)

Si se observa el panel final utilizado para el análisis, se comprobará que el número final de países considerados es de 13. Evidentemente, eso supone contar con una amplia matriz de cruces que, aparentemente se compondría de 78 elementos diferentes  $\left( \binom{13 \times 13 - 13}{2} \right)$ , sin embargo y por razones obvias, los 78 elementos no aportan información independiente ya que debemos tener en cuenta que todos los tipos de cambio bilaterales de esa matriz puede obtenerse a partir de 13 cambios bilaterales adecuadamente seleccionados. En este momento caben dos alternativas de análisis empírico, la selección de un único panel de 13 observaciones o el análisis simultáneo de diversos paneles de ese mismo tamaño.

Por tanto, de entre todos los tipos de cambio cruzados, hemos considerado exclusivamente los cruces (se indica entre paréntesis el Identificador de elemento de panel asignado en cada caso): Bolivia – Chile (Id: *\_bd*), Chile – Colombia (Id: *\_de*), Colombia - Costa Rica (Id: *\_ef*), Costa Rica – Rep. Dominicana (Id: *\_fg*), Rep. Dominicana – Ecuador (Id: *\_gh*), Ecuador – Guatemala (Id: *\_hj*), Guatemala – Honduras (Id: *\_jk*), Honduras – México (Id: *\_kl*), México – Paraguay (Id: *\_ln*), Paraguay – Perú (Id: *\_no*), Perú – Uruguay (Id: *\_op*), Uruguay – Venezuela (Id: *\_pq*) y Venezuela – Bolivia (Id: *\_qb*).

---

<sup>7</sup> Según Officer (1976), Keynes (1930) señalaba que utilizar índices del tipo WPI facilita el contraste positivo de la PPA.

<sup>8</sup> Esta alternativa permite aplicar el enfoque de Variables Fundamentales de MacDonald (1997) distinguiendo en la variación del tipo de cambio real de una economía a largo plazo dos efectos: por un lado los efectos de variaciones en precios de bienes comercializables perfectamente sustitutivos en los países considerados, y por otro los efectos de variaciones “domésticas” en precios de bienes no comercializables por diferencias de productividad en el sector de bienes comercializables

Para cada uno de los tipos de cambio señalados, se ha considerado el precio interior (*moneda especificada en el numerador*) y exterior (*moneda especificada en el denominador*) que, evidentemente, en términos de panel, suponen exactamente la misma información.

## **5. ANÁLISIS DE ESTACIONARIEDAD DEL PANEL DE TIPOS DE CAMBIO Y PRECIOS AL CONSUMO**

### **5.1. CONTRASTE DE LEVIN Y LIN (1992,1993)**

Sus trabajos pueden considerarse pioneros en proponen la utilización de conjuntos de datos de panel con el fin de mejorar la potencia de los tests tradicionales de raíces unitarias aplicados a las series temporales, considerando la hipótesis nula de que cada individuo del panel exhibe perturbaciones integradas frente a la alternativa de estacionariedad conjunta.

Los procedimientos propuestos por estos autores son sensiblemente flexibles, permitiendo la máxima heterogeneidad entre individuos en muchos aspectos; pueden incorporar términos independientes y tendencias específicas y permiten que la varianza residual y el patrón de la correlaciones seriales de orden superior a la unidad varíen libremente entre individuos.

Se presentan de forma resumida en la siguiente tabla los modelos de contraste propuestos según la diferente presencia de términos deterministas en los PGD:

**Tabla 1. Contraste de estacionariedad Levin y Lin (1992,93)**

| <b>MODELO</b>   | <b>H0</b>  | <b>H1</b>  |
|---|--|--|
| <b>(1)</b> $\Delta y_{it} = \mathbf{g}_i \cdot y_{it-1} + \mathbf{e}_{it}$<br>(La serie $y_{it}$ tiene media cero para cada individuo del panel)  | $\gamma_i=0$ para todo $i=1, \dots, N$           | $\gamma_i < 0$ para todo $i=1, \dots, N$                               |
| <b>(2)</b> $\Delta y_{it} = a_{0i} + \mathbf{g}_i \cdot y_{it-1} + \mathbf{e}_{it}$<br>(La serie $y_{it}$ tiene media específica para cada individuo, pero no contiene tendencia temporal). | $\gamma_i=0, a_{0i}=0$ para todo $i=1, \dots, N$ | $\gamma_i < 0, a_{0i} \in \Re$ para todo $i=1, \dots, N$<br><b>(a)</b> |
| <b>(3)</b> $\Delta y_{it} = a_{0i} + a_{1i}t + \mathbf{g}_i \cdot y_{it-1} + \mathbf{e}_{it}$<br>(La serie $y_{it}$ tiene media y tendencia específica para cada individuo)                 | $\gamma_i=0, a_{1i}=0$ para todo $i=1, \dots, N$ | $\gamma_i < 0, a_{1i} \in \Re$ para todo $i=1, \dots, N$<br><b>(b)</b> |

**(a)** Bajo la hipótesis nula  $\mathbf{g}=0$ , un valor no nulo para  $a_{0i}$  generaría una tendencia temporal en la serie en niveles  $y_{it}$ , ausente en el modelo teórico considerado para ella.

**(b)** Bajo la hipótesis nula  $\mathbf{g}=0$ , un valor no nulo para  $a_{1i}$  generaría una tendencia temporal cuadrática en la serie en niveles  $y_{it}$ , ausente en el modelo teórico considerado para ella.

Asumamos además que la perturbación  $\mathbf{e}_{it}$  se distribuye de forma independientemente entre individuos y sigue un proceso ARMA estacionario e invertible para cada uno de ellos, respetando los requisitos de convergencia del test ADF<sup>9</sup> y que además cumple las condiciones necesarias para la convergencia del procedimiento de Phillips (1987) y Phillips-Perron (1988).

<sup>9</sup> Said y Dickey (1984).



Dado este punto de partida, el procedimiento de análisis de estacionariedad propuesto por los autores puede esquematizarse en las siguientes etapas:

### **Etapas 1: Filtro de dependencia transversal**

Los tests propuestos por los autores requieren que los datos hayan sido generados independientemente para el corte transversal considerado. Sin embargo, en un modelo de datos de panel estacionario, se permite la presencia de una limitada dependencia en virtud de la presencia de efectos específicos de naturaleza temporal comunes a todos los individuos. La posible existencia de estos efectos en los datos observados, obliga a filtrar los mismos mediante alguna transformación que no interfiera en la aplicación posterior de los estadísticos de contraste<sup>10</sup>. Esta transformación consistirá en sustraer a las series  $y_{it}$  las medias transversales calculadas conforme a la expresión<sup>11</sup>:

$$\bar{y}_t = \sum_{i=1}^N \frac{y_{it}}{N}$$

A fin de simplificar la notación que se utilizará en el resto de etapas del procedimiento, se considerará que  $y_{it}$  es ya la serie filtrada de estos efectos temporales comunes entre individuos.

### **Etapas 2.- Estimación para cada individuo las regresiones auxiliares necesarias para construir posteriormente el test único de datos de panel**

La expresión de partida para el contraste de la raíz unitaria en cada serie individual es la correspondiente a la forma convencional del test ADF:

$$\Delta y_{it} = g_i \cdot y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} b_{iL} \Delta y_{it-L} + a_{mi} d_{mt} + e_{it}$$

como se observará, las novedades introducidas en la expresión para su adaptación al contexto en que nos movemos son las siguientes:

- El número de retardos de la variable en diferencias incluidos en la especificación ( $p_i$ ) puede ser diferente para cada individuo considerado
- Los términos  $a_{mi}$  y  $d_{mt}$  no son más que representaciones abreviadas de los parámetros y variables deterministas que podemos incluir en el modelo de regresión. Así,  $d_{mt}$  indica el vector de variables deterministas incluidas y  $a_{it}$  el vector de coeficientes para cada uno de los posibles modelos de partida propuestos en la tabla inicial  $m=1,2$  ó  $3$ . Por tanto,  $d_{1t}=\mathbf{f}$ ,  $d_{2t}=\{1\}$  y  $d_{3t}=\{1,t\}$ .

En lugar de estimar en un solo paso la regresión anterior, pueden realizarse dos regresiones auxiliares:

<sup>10</sup> Lamentablemente, esta será una limitación de todos los procedimientos propuestos por muchos autores hasta el momento, dada la dificultad de interpretación de lo que la dependencia significa entre observaciones no ordenadas de modo natural.

<sup>11</sup> Esta transformación sería equivalente a la aparición de términos independientes temporales en los modelos de regresión para el contraste expuestos en la tabla anterior.

$$\Delta y_{it} = f \left( \sum_{L=1}^{p_i} \mathbf{b}_{1iL} \Delta y_{it-L}, a_{1mi} d_{mt}, e_{it} \right)$$

$$y_{it-1} = f \left( \sum_{L=1}^{p_i} \mathbf{b}_{2iL} \Delta y_{it-L}, a_{2mi} d_{mt}, v_{it} \right)$$

computando:

$$\hat{e}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{L=1}^{p_i} \hat{\mathbf{b}}_{1iL} \Delta y_{it-L} - \hat{a}_{1mi} d_{mt}$$

$$\hat{v}_{it-1} = y_{it-1} - \sum_{L=1}^{p_i} \hat{\mathbf{b}}_{2iL} \Delta y_{it-L} - \hat{a}_{2mi} d_{mt}$$

para estimar después la ecuación:

$$\hat{e}_{it} = \mathbf{g}_i \hat{v}_{it-1} + \mathbf{e}_{it}$$

El test de raíces unitarias aplicado sobre el conjunto del panel considerará una ecuación análoga a la anterior pero teniendo en cuenta las estimaciones auxiliares realizadas para el conjunto de elementos de la muestra. No obstante, antes de ser calculado ese estadístico global, procederemos a estandarizar los componentes innovacionales estimados  $e_{it}$  así como el retardo ortogonalizado  $v_{it-1}$  a fin de controlar la homogeneidad para todos los individuos considerados en la muestra<sup>12</sup>:

$$\tilde{e}_{it} = \frac{\hat{e}_{it}}{\hat{\mathbf{S}}_{ei}}$$

$$\tilde{v}_{it-1} = \frac{\hat{v}_{it-1}}{\hat{\mathbf{S}}_{ei}}$$

La regresión final, que puede expresarse así:

$$\tilde{e}_{it} = \mathbf{g} \tilde{v}_{it-1} + \mathbf{e}_{it}$$

se estimará por MCO considerando ya todas las observaciones disponibles, por lo que el coeficiente de interés  $\mathbf{g}$  será, obviamente, único. Una vez estimada, deberá calcularse el estadístico “ $t$ ” de significación estadística, todo ello atendiendo a las siguientes expresiones:

$$\hat{\mathbf{g}} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{it-1} \tilde{e}_{it}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{it-1}^2}$$

$$\hat{\mathbf{S}}_e = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T (\tilde{e}_{it} - \hat{\mathbf{g}} \cdot \tilde{v}_{it-1})^2}{N\tilde{T}}}$$

<sup>12</sup> Debe recordarse a este respecto, que el procedimiento propuesto permite la heterogeneidad entre individuos en todos los aspectos excepto en el de presencia o ausencia de raíz unitaria.

$$ES(\hat{\mathbf{g}}) = \frac{\hat{\mathbf{S}}_e}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{it-1}^2}}$$

$$t_g = \frac{\hat{\mathbf{g}}}{ES(\hat{\mathbf{g}})}$$

donde ES, representa el error estándar del parámetro estimado y el símbolo  $\tilde{T}$  el número de observaciones temporales disponibles para cada individuo.

Bajo la hipótesis nula de  $\mathbf{g}=0$  para todo “i”, la teoría asintótica indica que el test “t” de la regresión tiene una distribución normal estándar lo que haría muy sencillo el contraste. Sin embargo, eso es sólo cierto para el primero de los modelos, ya que en presencia de tendencia determinista y término independiente, los modelos segundo y tercero divergen a menos infinito.

### **Etapa 3.- Corrección del ratio “t” para muestras pequeñas y modelos con componentes deterministas**

Como queda dicho en el apartado anterior, la convergencia asintótica del ratio “t” a una normal estándar requiere un ajuste del coeficiente calculado tanto en términos de media como de desviación típica. En todo caso, además, en el espacio finito la corrección es deseable incluso para el caso del modelo más sencillo. La corrección del parámetro “t” se apoya en el cálculo previo del ratio entre las desviaciones estándar a corto y largo plazo para cada individuo  $s_i$ :

$$\hat{s}_i = \frac{\hat{\mathbf{S}}_{yi}}{\hat{\mathbf{S}}_{ei}}$$

y el medio para el total de la muestra  $S_N$

$$\hat{S}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i$$

El cálculo de la varianza a largo plazo se realiza conforme a la expresión sugerida por Phillips (1986)<sup>13</sup>:

$$s_{yi}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T \Delta y_{it}^2 + 2 \sum_{L=1}^{\bar{K}} w_{\bar{K}L} \left( \frac{1}{T-1} \sum_{t=2+L}^T \Delta y_{it} \Delta y_{it-L} \right)$$

donde el término  $w_{\bar{K}L}$  representa la ponderación elegida para cada una de las autocovarianzas muestrales, para cuya selección debe observarse la precaución de no generar un valor negativo para el total del cálculo. Phillips (1986) y Phillips y Perron (1988) sugerían utilizar los pesos de Bartlett en línea con Newey y West (1987):

$$w_{\bar{K}L} = \frac{L}{\bar{K}+1}$$

siendo “K” el truncamiento (truncation lag) considerado<sup>14</sup>.

<sup>13</sup> Podrá observarse que el autor opta por el cálculo de la varianza a partir de la variable en primeras diferencias, en lugar de utilizar los niveles. Esto se apoya en los resultados obtenidos por Schwert (1989), que indicaban que, de esta forma, el sesgo cometido en muestras pequeñas es menor que el cometido si se utiliza el residuo de la regresión:

$$\hat{u}_{it} = y_{it} - \hat{\mathbf{r}}_i y_{it-1}$$

Llegados a este punto, sólo cabe escribir la expresión final propuesta por los autores para el cálculo del ratio “t” corregido:

$$t_g^* = \frac{t_g - N\tilde{S}_N \mathbf{s}_e^{-2} ES(\hat{\mathbf{g}}) \mathbf{m}_{m\tilde{T}}^*}{\mathbf{s}_{m\tilde{T}}^*}$$

donde los parámetros de ajuste para la media y la varianza  $\mathbf{m}_{m\tilde{T}}^*$  y  $\mathbf{s}_{m\tilde{T}}^*$  correspondientes a cada modelo  $m=1,2$  ó  $3$  y dimensión temporal  $\tilde{T}$  pueden encontrarse en Levin y Lin (1993).

### Resultados obtenidos

En la tabla siguiente se muestran los resultados obtenidos para las series de tipo de cambio y precios de los países latinoamericanos incluidos en el análisis. El dato de interés es el valor del ratio t\* corregido en media y varianza de los efectos de muestras pequeñas.

Se muestra en primer lugar el resultado para el caso del modelo sin componentes deterministas considerando alternativamente uno o dos retardos en el correspondiente esquema ADF expuesto más arriba.

**Tabla 2. Test LL Simple para el Tipo de Cambio**

| VARIABLE: TIPO DE CAMBIO | Retardos ADF |            |
|--------------------------|--------------|------------|
|                          | 1 Retardo    | 2 Retardos |
| Gamma                    | -0.0112      | -0.0112    |
| DT Épsilon               | 1.0024       | 1.0018     |
| ES Gamma                 | 0.0031       | 0.0031     |
| t - Gamma                | -0.2009      | -0.1999    |
| t* - Gamma               | -0.1779      | -0.1749    |
| (sig.)                   | (0.393)      | (0.393)    |

(Varianza a LP generada automáticamente con Kernel de Bartlett – Newey/West)  
BandWith para el cálculo de la Varianza a L.P. = 3

**Tabla 3. Test LL Simple para los Precios**

| VARIABLE: PRECIOS | Retardos ADF: |            |
|-------------------|---------------|------------|
|                   | 1 Retardo     | 2 Retardos |
| Gamma             | -0.0054       | -0.0049    |
| DT Épsilon        | 1.0014        | 1.0013     |
| ES Gamma          | 0.0009        | 0.0009     |
| t - Gamma         | -0.1785       | -0.1599    |
| t* - Gamma        | -0.1703       | -0.1481    |
| (sig.)            | (0.393)       | (0.395)    |

<sup>14</sup> Se sugiere la recomendación de Schwert (1987 y 1989) tomando “K” (entonces “l”) en función del número de datos según las expresiones:

$$K = \frac{4\sqrt[4]{T}}{100}; K = \frac{12\sqrt[4]{T}}{100}$$

(Varianza a LP generada automáticamente con Kernel de Bartlett – Newey/West)  
*BandWith para el cálculo de la Varianza a L.P. = 3*

El resultado del test no permite rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad suponiendo un proceso generador de datos restringido al máximo y tanto para uno como para dos retardos de corrección de la autocorrelación. En las tablas siguientes se consideran los casos de un modelo con término independiente y, adicionalmente, con tendencia.

**Tabla 3. Test LL con Término Independiente para el Tipo de Cambio**

| VARIABLE: TIPO DE CAMBIO | Retardos ADF |            |
|--------------------------|--------------|------------|
|                          | 1 Retardo    | 2 Retardos |
| Gamma                    | -0.0019      | -0.0085    |
| DT Épsilon               | 1.0000       | 1.0000     |
| ES Gamma                 | 0.0102       | 0.0105     |
| t – Gamma                | -0.0192      | -0.0830    |
| t* - Gamma               | 0.1564       | 0.0542     |
| (sig.)                   | (0.394)      | (0.398)    |

**Tabla 4. Test LL Con Término Independiente para los Precios**

| VARIABLE: PRECIOS | Retardos ADF |            |
|-------------------|--------------|------------|
|                   | 1 Retardo    | 2 Retardos |
| Gamma             | -0.0142      | -0.0143    |
| DT Épsilon        | 1.0000       | 1.0000     |
| ES Gamma          | 0.0035       | 0.0036     |
| t – Gamma         | -0.2407      | -0.2373    |
| t* - Gamma        | -0.1659      | -0.1535    |
| (sig.)            | (0.393)      | (0.394)    |

**Tabla 5. Test LL No restringido para el Tipo de Cambio**

| VARIABLE: TIPO DE CAMBIO | Retardos ADF |            |
|--------------------------|--------------|------------|
|                          | 1 Retardo    | 2 Retardos |
| Gamma                    | -0.0688      | -0.0793    |
| DT Épsilon               | 1.0000       | 1.0000     |
| ES Gamma                 | 0.0169       | 0.0182     |
| t – Gamma                | -0.5292      | -0.5876    |
| t* - Gamma               | -0.3223      | -0.3607    |
| (sig.)                   | (0.378)      | (0.373)    |

**Tabla 6. Test LL No restringido para los Precios**

| VARIABLE: PRECIOS | Retardos ADF |            |
|-------------------|--------------|------------|
|                   | 1 Retardo    | 2 Retardos |
| Gamma             | -0.0495      | -0.0488    |
| DT Épsilon        | 1.0000       | 1.0000     |
| ES Gamma          | 0.0094       | 0.0105     |
| t – Gamma         | -0.5111      | -0.4765    |
| t* - Gamma        | -0.2817      | -0.2018    |
| (sig.)            | (0.383)      | (0.390)    |

Las anteriores tablas parecen apuntar que la consideración de elementos deterministas en la especificación no altera significativamente el resultado global del contraste.

## 5.2. TEST LM DE NO ESTACIONARIEDAD IM, PESARAN Y SHIN (1997) PARA PANELES SIN AUTOCORRELACIÓN

Los trabajos de Im, Pesaran y Shin (1997) representan quizás la alternativa más flexible de análisis permitiendo la formulación de una hipótesis alternativa significativamente más flexible. Así, al tiempo que permite controlar en grado suficiente la heterogeneidad de los individuos del panel resuelve en buena medida los problemas del sesgo asintótico de algunos de los test iniciales propuestos, como es el caso del test de Quah (1994) y es menos vulnerable a la existencia de correlación transversal entre individuos del panel.

Entre las distintas especificaciones estudiadas por Im, Pesaran y Shin (*en adelante IPM*) las más sencillas, como el test *LR-bar* (llamado aquí  $LM_{NT}$ ) ó el test *t-bar* (llamado aquí  $t_{NT}$ ) consisten en promedios de los resultados obtenidos en el análisis individual de las series.

El test  $LM_{NT}$  responde a la expresión promedio:

$$LM_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^T LM_{iT}$$

apoyada en los cálculo previos de los ratios  $LM_{iT}$  según la forma:

$$LM_{iT} = \frac{T \Delta y'_{it} P_i \Delta y_{it}}{\Delta y'_{it} M_t \Delta y_{it}}$$

con:

$$P_i = M_t y_{it-1} (y'_{it-1} M_t y_{it-1})^{-1} y'_{it-1} M_t$$

$$M_t = I_T - \mathbf{t}_T (\mathbf{t}'_T \mathbf{t}_T)^{-1} \mathbf{t}'_T$$

$$\mathbf{t}_T = (1, 1, \dots, 1)'$$

sobre el modelo:

$$\Delta y_{it} = a_i + \mathbf{g}_i y_{it-1} + \mathbf{e}_{it}$$

$$a_i = (1 - \mathbf{a}_i) \mathbf{m}_i$$

$$\mathbf{g}_i = -(1 - \mathbf{a}_i)$$

y sobre el que estaremos interesados en contrastar la hipótesis

$$H_0: \quad \gamma_i = 0 \quad \forall i$$

$$H_1: \quad \gamma_i < 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, N_1,$$

$$\quad \mathbf{g}_i = 0 \quad \forall i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

esta formulación de la hipótesis nula permite que el coeficiente  $\gamma_i$  difiera entre grupos admitiendo que algunos individuos contengan una raíz unitaria bajo la hipótesis alternativa, resultando por tanto más general que  $\gamma_i < 0 \forall i$ , implícita en las aproximaciones de Quah y Levin y Lin. Más aún, Im *et al.* encontrarán en esta flexibilidad de la hipótesis alternativa una garantía para la consistencia de su test.

Bajo la hipótesis nula de raíz unitaria  $\mathbf{g}_i = 0$ , el test  $LM_{iT} = \mathbf{h}_{it}$  donde:

$$\mathbf{h}_{iT} = \frac{T(\mathbf{e}'_{it} M_t s_{it-1})^2}{(s'_{it-1} M_t s_{it-1})(\mathbf{e}'_{it} M_t \mathbf{e}_{it})}$$

con:

$$s_{it-1} = (s_{i0}, s_{i1}, \dots, s_{iT-1})'$$

$$s_{it} = \sum_{j=1}^t \mathbf{e}_{ij}$$

El test promedio GLM a utilizar finalmente, puede calcularse según la expresión:

$$\Gamma_{LM} = \frac{\sqrt{N}[LM_{NT} - E(\mathbf{h}_T)]}{\sqrt{Var(\mathbf{h}_T)}}$$

que converge para  $T \rightarrow \infty$  a una normal estándar, para todo  $T \in \mathbb{N}$  y para la que IM. *et al.* (1997) derivaron los valores muestrales de  $E(\mathbf{h}_{it})$  y  $V(\mathbf{h}_{it})$ .

El mismo contraste puede realizarse ahora añadiendo una tendencia determinista en la expresión del modelo de partida a contrastar. En el caso en que el modelo autorregresivo inicial supuesto contenga una tendencia lineal, los valores de la esperanza y la varianza de  $\mathbf{h}_{iT}$  serán diferentes pero el procedimiento expuesto puede desarrollarse de forma similar al caso anterior.

Si consideramos ahora un modelo más general en el que los errores estuvieran autocorrelacionados, todos los desarrollos anteriores deben revisarse sobre la base de un modelo de partida ampliado tipo ADF, con retardos de la variable endógena desplazada:

$$y_{it} = \mathbf{m}_i \mathbf{a}_i(1) + \sum_{j=1}^{p_i+1} \mathbf{a}_{ij} y_{it-j} + \mathbf{e}_{it}$$

con:

$$i=1, \dots, N$$

$$t=1, \dots, T$$

$$\mathbf{a}_i(1) = 1 - \sum_{j=1}^{p_i+1} \mathbf{a}_{ij}$$

o bien:

$$\Delta y_{it} = a_i + \mathbf{g}_i \cdot y_{it-1} + \sum_{i=2}^{p_i} \mathbf{b}_{ij} \Delta y_{it-j} + \mathbf{e}_{it}$$

con:

$$a_i = \mathbf{m}_i \mathbf{a}_i(1)$$

$$\mathbf{g}_i = -\mathbf{a}_i(1)$$

$$\mathbf{b}_{ij} = -\sum_{h=j+1}^{p_i+1} \mathbf{a}_{ih}$$

En este caso, Im *et al.* proponen una corrección del test  $LM_{NT}$  anterior considerando ahora los retardos de la variable analizada en diferencias, con lo que el contraste adopta la forma:

$$LM_{iT}(p_i, \mathbf{b}_i) = \frac{T(\Delta y'_{it} M_{Q_i} y_{it-1})'(y'_{it-1} M_{Q_i} y_{it-1})^{-1}(y'_{it-1} M_{Q_i} \Delta y_{it})}{(\Delta y'_{it} M_{Q_i} \Delta y_{it})}$$

con:

$$M_{Q_i} = I_T - Q_i(Q_i' Q_i)^{-1} Q_i'$$

$$Q_i = (\mathbf{t}_T, \Delta y_{it-1}, \Delta y_{it-2}, \dots, \Delta y_{it-p_i})$$

y en términos promedio:

$$LM_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^T LM_{iT}(p_i, \mathbf{b}_i)$$

Los valores críticos para el rechazo conjunto de la hipótesis nula de No estacionariedad pueden calcularse sobre una  $N(0,1)$ , previo cálculo de la siguiente versión modificada del test  $LM_{NT}$ :

$$\Psi_{LM} = \frac{\sqrt{N} \left\{ LM_{NT} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E[LM_{iT}(p_i, 0) | \mathbf{g}_i = 0] \right\}}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N \text{Var}[LM_{iT}(p_i, 0) | \mathbf{g}_i = 0]}}$$

La razón de esta transformación condicional radica en que, en muestras finitas, el uso de medias y varianzas de  $LM_{iT}(p_i, 0)$  evaluadas bajo  $\mathbf{g}=0$  permite obtener mejores aproximaciones al considerar en  $E[LM_{iT}(p_i, 0) | \mathbf{g}=0]$  información contenida en  $p_i$  que la expresión alternativa  $E[LM_{iT}(0, 0) | \mathbf{g}=0]$  no recogería.

La expresión  $\mathbf{Y}_{LM}$  se distribuye como una  $N(0,1)$  bajo las condiciones asintóticas señaladas anteriormente. Los autores proveen los valores de  $E[LM_{iT}(p_i, 0) | \mathbf{g}=0]$  y  $V[LM_{iT}(p_i, 0) | \mathbf{g}=0]$  generados mediante simulaciones estocásticas para el caso de un modelo simple y con tendencia por lo que la extensión de su aplicación a estos casos resulta casi inmediata. Debe observarse la equivalencia asintótica de los tests  $\mathbf{Y}_{LM}$  y  $\mathbf{G}_{LM}$  aunque, como comprobaron los propios autores, en muestras pequeñas resultará más adecuado emplear el cálculo de medias y varianzas de  $LM(p_i, 0)$  evaluadas bajo  $\mathbf{g}=0$  en  $\mathbf{Y}_{LM}$ . Esto sucede porque, por ejemplo,  $E[LM_{iT}(p_i, 0) | \mathbf{g}=0]$  hace uso de la información contenida en  $p_i$  mientras que  $E[LM_{iT}(0, 0) | \mathbf{g}=0]$  no.

En las siguientes tablas se ilustran los resultados obtenidos para los precios y tipos de cambio incluidos en la muestra de análisis. Como puede observarse, sólo se han considerado en esta ocasión procesos generadores de datos de tipo ADF, es decir, corregidos de autocorrelación enfrentándose para cada variable los modelos con y sin tendencia determinista.

**Tabla 7.- Test IPS para los Tipos de Cambio**

|                          | Modelo sin tendencia |             | Modelo con tendencia |             |
|--------------------------|----------------------|-------------|----------------------|-------------|
|                          | Retardos =1          | Retardos =2 | Retardos =1          | Retardos =2 |
| $LM_{NT}$                | 3.905                | 2.561       | 6.580                | 5.694       |
| $\mathbf{Y}_{LM} N(0,1)$ | 1.551                | -0.476      | 2.220                | 1.178       |
| (Sig.)                   | (0.120)              | (0.356)     | (0.034)              | (0.199)     |



**Tabla 8.- Test IPS para los Precios**

|            | Modelo sin tendencia |             |       | Retardos =2 |
|------------|----------------------|-------------|-------|-------------|
|            | Retardos =1          | Retardos =2 |       |             |
| LM         | 4.151                | 3.639       |       | 4.259       |
| Y $N(0,1)$ | 1.935                |             | 0.391 | -0.658      |
|            | (0.061)              | (0.200)     |       | (0.321)     |

Como cabr  
casos considerados, toda vez que la hipótesis nula obliga en este tipo de contraste a que todos los elementos, sin excepción, compartan un valor nulo del coeficiente (tengan una raíz unitaria). Así, por ejemplo, para el caso de los precios, la consideración de un modelo sin tendencia determinista permitiría rechazar la hipótesis nula de no común con un nivel de significación del 6%. En el caso de los tipos de cambio, el rechazo a la presencia común de una raíz unitaria sería estadísticamente posible suponiendo un modelo con

### 5.3. TEST HADRI DE ESTACIONARIEDAD PARA DATOS DE PANEL

Los estudios de  
interesantes de cuantos pueden usarse. La característica diferencial de este autor es el contraste de la hipótesis nula de ser la extensión del test KPSS de Kwiatowski (1992) de series temporales, al caso de los modelos de datos de panel. Generalmente, este tipo de test es especialmente útil cuando se estacionariedad, resultando de este “matrimonio”<sup>15</sup>

alternativas metodológicas consideradas por separado.

Por último, podemos resaltar una ventaja adicional para el caso de los tests de Hadri, y es que no necesitan, para ser operativos, la derivación con experimentos de Monte Levin y Lin (1993), *et al.* (1995) o los valores – “P” sugeridos por contrario, los momentos de las distribuciones asintóticas para los tests sugeridos por Hadri

En líneas generales, el modelo propuesto por Hadri partirá de la descomposición de aleatorio y una perturbación aleatoria. La hipótesis nula de estacionariedad sobre una tendencia Bajo la hipótesis adicional de que el paseo aleatorio es normal y el error estacionario es también un ruido blanco normal, el estadístico LM para el nivel y la tendencia estacionaria será el test insesgado óptimo local (LBUI)<sup>16</sup> Nabeya y Tanaka (1988).

King y Hillier (1985) para la covarianzas de la perturbación aleatoria de un modelo de regresión lineal. Esta clase de test ha resultado muy útil en el contexto de las series temporales. Luukonen (1993), Tanaka (1990) y *et al.* (1992) lo han utilizado para el contraste

<sup>15</sup> El término inglés para referirse al uso combinado de ambos tipos de contraste es precisamente “wedding”

de estacionariedad dentro de este contexto mientras que Harris e Inder (1994) y Shin (1994) lo han aplicado para testar relaciones de cointegración. Recientemente, Larsson, Lyhagen y Löthgren (1998) han propuesto un test de cointegración de máxima verosimilitud en datos de panel, cuya ventaja sobre los tests de cointegración radica en que permite la consideración conjunta de más de un vector de cointegración.

El modelo considerado inicialmente recuerda, lógicamente, al correspondiente a los contrastes de series temporales KPSS y LMC dado que, una vez más, se trata de la aplicación del procedimiento propuesto por Nabeya y Tanaka (1989) para contrastar si los coeficientes de un modelo de regresión son estocásticos y siguen un paseo aleatorio, al término constante del esquema utilizado por Hadri.

Inicialmente se considerarán los dos modelos siguientes, con y sin tendencia determinista para la secuencia  $y_{it}$ :

$$y_{it} = r_{it} + e_{it}$$

$$y_{it} = r_{it} + b_i t + e_{it}$$

$$i=1, \dots, N$$

$$t=1, \dots, T$$

en el que  $r_{it}$  se considera un paseo aleatorio sin deriva:

$$r_{it} = r_{it-1} + u_{it}$$

donde  $u_{it}$  y  $e_{it}$  son normales mutuamente independientes y se distribuyen *iid* a través de “ $i$ ” y “ $t$ ” con media nula y varianza constante e igual a  $\sigma_u^2$  y  $\sigma_e^2$ . El valor  $r_{i0}$  se considerará fijo y actuará como término independiente heterogéneo. En el caso del segundo modelo, además de los efectos fijos, se consiente además la aparición de una tendencia temporal determinista para cada individuo.

La hipótesis nula de estacionariedad de la secuencia  $y_{it}$  puede formularse como  $H_0: \sigma_u^2 = 0$ , ya que eso significa igualdad para todos los valores de  $r_{it}$  o lo que es igual  $r_{it} = r_{i0}$  para todo “ $t$ ”, de modo que el componente I(1) habría desaparecido. Así, bajo la hipótesis nula,  $y_{it}$  sería estacionaria alrededor de un nivel (*modelo 1*) ó sobre una tendencia (*modelo 2*).

Sustituyendo recursivamente  $r_{it}$  en  $y_{it}$  tenemos, para el segundo modelo:

$$y_{it} = r_{i0} + b_i t + \sum_{t=1}^t u_{it} + e_{it} =$$

$$= r_{i0} + b_i t + e_{it}$$

donde resulta sencillo comprobar que la expresión  $e_{it} = \sum_{t=1}^t u_{it} + e_{it}$  tiene media nula y la siguiente forma de autocovarianza temporal:

$$E[e_{it} e_{js}] = \min(t, s) \sigma_u^2 + \sigma_e^2 \quad i = j, t = s$$

$$= \min(t, s) \sigma_u^2 \quad i = j, t \neq s$$

$$= 0 \quad i \neq j, t = s$$

$$= 0 \quad i \neq j, t \neq s$$

La representación del modelo se ajusta claramente al contexto general desarrollado por Nabeya y Tanaka (1988) que puede ser usado para obtener el test invariante insesgado óptimo local (LBUI)<sup>17</sup> que, en este caso, toma la forma:

$$H_0 : I = 0 \quad ; \quad H_1 : I > 0$$

apoyándose en el estadístico LM de una cola:

$$I = \frac{\mathbf{S}_u^2}{\mathbf{S}_e^2}$$

Si consideramos  $\hat{\mathbf{e}}_{it}$  como los residuos de la estimación de los modelos iniciales para  $y_{it}$ , el estadístico LM (y LBUI) es entonces<sup>18</sup>:

$$LM = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T S_{it}^2}{\mathbf{S}_e^2}$$

donde  $S_{it}$  es, como ya vimos en el caso de series temporales, la suma parcial de residuos:

$$S_{it}^2 = \sum_{j=1}^t \hat{\mathbf{e}}_{ij}$$

y  $\mathbf{S}_e^2$  es una estimación consistente de  $\mathbf{s}_e^2$ ; la forma propuesta por el autor es:

$$\mathbf{s}_e^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{e}}_{it}^2$$

aunque él mismo sugerirá más tarde, tras la realización de una serie de experimentos de Monte Carlo, considerar los grados de libertad en la anterior expresión.

Analizadas sus propiedades asintóticas por Hadri, éste derivó la expresión exacta de los contrastes propuestos. Considerando en primer lugar el modelo más simple, sin tendencia determinista y normalizando apropiadamente el numerador de la expresión al que llamaremos<sup>19</sup>  $\mathbf{h}_m$ :

$$\mathbf{h}_m = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2 \Rightarrow \hat{LM}_m = \frac{\mathbf{h}_m}{\mathbf{S}_e^2}$$

tenemos que:

$$Z_m = \frac{\sqrt{N} \left( \hat{LM}_m - \mathbf{x}_m \right)}{\mathbf{V}_m} \rightarrow N(0,1)$$

<sup>17</sup> Conservaremos en el desarrollo la abreviatura en inglés, más conocida, (LBUI) (“locally best unbiased invariant”).

<sup>18</sup> La demostración se encuentra precisamente en Nabeya y Tanaka (1988).

<sup>19</sup> Se conserva por tanto la notación empleada en el contraste KPSS de series temporales.

Siendo  $\mathbf{x}_m = 1/6$  y  $\mathbf{z}_m^2 = 1/45$  y reemplazando estos valores en la expresión anterior, podemos ahora contrastar la hipótesis nula de estacionariedad frente a la alternativa de no raíz unitaria utilizando una normal estándar.

Para el modelo con tendencia determinista, a fin de contrastar la hipótesis nula de estacionariedad alrededor de una tendencia frente a la de no estacionariedad, y de forma análoga al caso anterior, podemos definir estadísticos idénticos al caso anterior pero derivados de un proceso generador de datos con tendencia determinista. Así, tenemos  $\mathbf{h}_t$ :

$$\mathbf{h}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2 \Rightarrow \widehat{LM}_t = \frac{\mathbf{h}_t}{\mathbf{s}_e^2}$$

y:

$$Z_t = \frac{\sqrt{N} \left( \widehat{LM}_t - \mathbf{x}_t \right)}{\mathbf{V}_t} \rightarrow N(0,1)$$

donde en este caso ahora,  $\mathbf{x}_t = 1/15$  y  $\mathbf{z}_t^2 = 11/6300$ .

En el ejemplo práctico que se desarrolla en este documento se han utilizado las dos especificaciones simples, con y sin tendencia determinista, propuestas por el autor y señaladas al principio del epígrafe.

Como parece natural, la potencia y tamaño del test aumentan a medida que las dimensiones  $N$  y  $T$  crecen, siendo estadísticamente aceptables valores de  $T > 10$  para el test  $LMm$  y  $T > 25$  el test  $LMt$ . El ejemplo utilizado no constituye precisamente una muestra elevada pero, no obstante, se ofrecen a continuación los resultados obtenidos para cada uno de los modelos y series analizadas.

El cálculo de los test  $\widehat{LM}_m$  ó  $Z_m$  y  $\widehat{LM}_t$  ó  $Z_t$ , puede perfeccionarse permitiendo heterogeneidad en la perturbación aleatoria entre los distintos  $N$  individuos. Para ello, debe sustituirse el cálculo de  $\mathbf{s}_e^2$  por el de  $\mathbf{s}_i^2$  considerando exclusivamente en cada caso la serie temporal de residuos correspondiente a cada individuo:

$$\widehat{LM} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2}{\mathbf{s}_e^2} \right) \Rightarrow \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2}{\mathbf{s}_i^2} \right)$$

El tratamiento heterogéneo de la perturbación aleatoria en el panel permite considerar la presencia de autocorrelación residual. En ese caso debemos elaborar un estimador consistente de la varianza a largo plazo  $\mathbf{s}_i^2$  para lo que recurriremos a una expresión del tipo:

$$\mathbf{s}_i(\mathbf{x}_T) = \mathbf{g}_0 + 2 \sum_{s=1}^{T-1} \mathbf{k} \left( \frac{s}{\hat{\mathbf{x}}_T} \right) \mathbf{g}_s$$

de modo que, además habremos de seleccionar el “kernel”  $\mathbf{k}(\cdot)$  adecuado.

Para esta ilustración práctica se ha programado dentro del contraste LM de Hadri el cálculo sugerido por Hadri (1999) con “kernel” no paramétrico AM92 (Andrews y Monahan (1992)) ligeramente modificado. Se ha respetado el preblanqueo de las series con un modelo AR(1) pero, dado el escaso tamaño muestral temporal, se ha prescindido del ajuste de una estructura ARMA con el que evaluar la amplitud de la ventana del procedimiento “kernel” seleccionado. Como alternativa para la determinación de la ventana se ha utilizado la propuesta simple de Andrews (1992)  $x_T = l+1$  con  $l = o(T^{1/2})$ . El “kernel” utilizado ha sido, a sugerencia de los propios autores, el espectral cuadrático:

$$k(x) = \frac{25}{12p^2(x)^2} \frac{\sin\left[\frac{6p(x)}{5}\right]}{\left(\frac{6p(x)}{5}\right)} - \cos\left[\frac{6p(x)}{5}\right]$$

Puede observarse en la siguiente tabla como los resultados del test LM corregido de heterocedasticidad y autocorrelación para las series conjuntas de tipos de cambio y precios son sensiblemente diferentes de los valores sin corrección mostrados anteriormente:

**Tabla 9. Test LM y Z- Hadri (1999) para los Tipos de Cambio**

|                             | <b>SIN Corrección<br/>Autocorrelación</b> | <b>CON Corrección<br/>Autocorrelación</b> |
|-----------------------------|---|---|
| <b>Modelo sin tendencia</b> |   |   |
| Test LM                     | 0.16                                      | 0.05                                      |
| Test Z N(0,1)<br>Sig.       | -0.14<br>(0.395)                          | -2.71<br>(0.010)                          |
| <b>Modelo con tendencia</b> |   |   |
| Test LM                     | 0.04                                      | 0.01                                      |
| Test Z N(0,1)<br>Sig.       | -2.09<br>(0.045)                          | -4.76<br>(0.000)                          |

*(Varianza a LP generada automáticamente con Kernel de Bartlett - Newey/West)  
BandWith para cálculo de Varianza a L.P. = 2*

**Tabla 9. Test LM y Z- Hadri (1999) para los precios**

|                             | <b>SIN Corrección<br/>Autocorrelación</b> | <b>CON Corrección<br/>Autocorrelación</b> |
|-----------------------------|---|---|
| <b>Modelo sin tendencia</b> |   |   |
| Test LM                     | 0.26                                      | 0.08                                      |
| Test Z N(0,1)<br>Sig.       | 2.21<br>(0.035)                           | -2.21<br>(0.035)                          |
| <b>Modelo con tendencia</b> |   |   |
| Test LM                     | 0.06                                      | 0.01                                      |
| Test Z N(0,1)<br>Sig.       | -0.26<br>(0.386)                          | -4.46<br>(0.000)                          |

*(Varianza a LP generada automáticamente con Kernel de Bartlett - Newey/West)  
BandWith para cálculo de Varianza a L.P. = 2*

A la luz de los resultados, la conclusión en este caso debería ser la aceptación de la no estacionariedad para los tipos de cambio en todos los casos excepto en el supuesto de un PGD sin tendencia ni corrección de autocorrelación. En el caso de los precios, lo no estacionariedad se admitiría en todos los casos salvo en el caso de un PGD con tendencia y sin corrección de autocorrelación.

## 6. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN CON DATOS DE PANEL MEDIANTE EL TEST DE ESTACIONARIEDAD RESIDUAL DE KAO (199)

Como en el caso de las series temporales, este tipo de test se apoyan en el análisis de los residuos del modelo básico de efectos fijos con términos independientes variables en la dimensión transversal ( $\mathbf{a}_{0i}$ ) y tendencias comunes ( $\mathbf{a}_1$ ):

$$y_{it} = \mathbf{a}_{0i} + \mathbf{a}_1 x_{it} + \mathbf{e}_{it}$$

$$i=1, \dots, N$$

$$t=1, \dots, T$$

donde tanto  $y_{it}$  como  $x_{it}$  serían  $I(1)$ :

$$y_{it} = y_{it-1} + u_{it}$$

$$x_{it} = x_{it-1} + v_{it}$$

Dado que ambas series siguen caminos aleatorios sin deriva, bajo la hipótesis nula de no cointegración, la serie de residuos  $\mathbf{e}_{it}$  debe ser no estacionaria. Con este modelo, el test DF puede calcularse para los residuos estimados con:

$$\hat{\mathbf{e}}_{it} = \mathbf{r} \hat{\mathbf{e}}_{it-1} + e_{it}$$

donde  $\hat{\mathbf{e}}_{it}$  representa los residuos estimados de la regresión de  $y_{it}$  sobre  $x_{it}$ .

La hipótesis nula de no estacionariedad puede formularse entonces como  $H_0: \mathbf{r}=1$  y para su contraste comenzaremos por su estimación mínimo cuadrática:

$$\hat{\mathbf{r}} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{\mathbf{e}}_{it} \hat{\mathbf{e}}_{it-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{\mathbf{e}}_{it-1})^2}$$

A partir de los resultados obtenidos para la distribución asintótica de los estimadores de MCVF, se derivan las siguientes conclusiones: la distribución del parámetro autorregresivo  $\mathbf{r}$  es:

$$\sqrt{NT}(\hat{\mathbf{r}} - 1) - \frac{\sqrt{N} \mathbf{m}_{3T}}{\mathbf{m}_{4T}} \Rightarrow N\left(0, 3 + \frac{36}{5} \frac{\mathbf{s}_e^4}{\mathbf{s}_{0e}^4}\right)$$

con:

$$\mathbf{m}_{3T} = E\left[\frac{1}{T} \sum_{t=2}^T \hat{\mathbf{e}}_{it-1} \Delta \hat{\mathbf{e}}_{it}\right]$$

$$\mathbf{m}_{4T} = E\left[\frac{1}{T^2} \sum_{t=2}^T \hat{\mathbf{e}}_{it-1}^2\right]$$

$$\mathbf{s}_{0e}^2 = \mathbf{s}_{0u}^2 - \frac{\mathbf{s}_{0uv}^2}{\mathbf{s}_{0v}^2}$$

$$\mathbf{s}_e^2 = \mathbf{s}_u^2 - \frac{\mathbf{s}_{uv}^2}{\mathbf{s}_v^2}$$

y el test “ $t$ ” utilizado para el contraste  $r=1$  es:

$$t_r - \frac{\sqrt{N} \mathbf{m}_{3T}}{s_e \sqrt{\mathbf{m}_{4T}}} \Rightarrow N\left(0, \frac{\mathbf{s}_{0e}^2}{2\mathbf{s}_e^2} + \frac{3\mathbf{s}_e^2}{10\mathbf{s}_{0e}^2}\right)$$

con:

$$s_e = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{\mathbf{e}}_{it} - \hat{\mathbf{r}} \hat{\mathbf{e}}_{it-1})^2}{NT}$$

Estos resultados presentan al menos dos propiedades deseables: ambos tienen una distribución asintótica normal con media nula. Sin embargo, por el lado negativo, dependen de una serie de parámetros “nuisance” a largo plazo ( $\mathbf{m}_{3T}$ ,  $\mathbf{m}_{4T}$ ,  $\mathbf{s}_{0e}^2$ ,  $\mathbf{s}_e^2$ ) consecuencia de la posible existencia de exogeneidad débil y autocorrelación serial en los errores, que requerirían buenas estimaciones para el buen funcionamiento de los tests.

Así, y con el fin de solventar este problema, los anteriores resultados pueden transformarse logrando nuevos estadísticos no dependientes de esos parámetros, como:

$$DF_r^* = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\mathbf{r}} - 1) + \frac{3\sqrt{N}\hat{\mathbf{s}}_e^2}{\hat{\mathbf{s}}_{0e}^2}}{\sqrt{3 + \frac{36\hat{\mathbf{s}}_e^4}{5\hat{\mathbf{s}}_{0e}^4}}}$$

$$DF_t^* = \frac{t_r + \frac{\sqrt{6N}\hat{\mathbf{s}}_e^2}{2\hat{\mathbf{s}}_{0e}^2}}{\sqrt{\frac{\hat{\mathbf{s}}_{0e}^2}{2\hat{\mathbf{s}}_e^2} + \frac{3\hat{\mathbf{s}}_e^2}{10\hat{\mathbf{s}}_{0e}^2}}}$$

donde  $\hat{\mathbf{s}}_e^2$  y  $\hat{\mathbf{s}}_{0e}^2$  son estimaciones consistentes de  $\mathbf{s}_e^2$  y  $\mathbf{s}_{0e}^2$ .

La distribución límite de  $DF_r^*$  y  $DF_t^*$  no depende, por construcción, de los parámetros  $\mathbf{s}_e^2$  y  $\mathbf{s}_{0e}^2$  pudiéndose demostrar fácilmente que, asumiendo una convergencia secuencial para “ $N$ ” y  $T$ :

$$DF_r^* \Rightarrow N(0,1)$$

$$DF_t^* \Rightarrow N(0,1)$$

Sobre la base de los desarrollos anteriores puede plantearse ahora la versión ampliada del test DF añadiendo a la regresión  $\hat{\mathbf{e}}_{it} = \mathbf{r}\hat{\mathbf{e}}_{it-1} + e_{it}$  tantos retardos del residuo  $\varepsilon$  en diferencias como sean necesarios para eliminar la autocorrelación en el residuo transformado  $e_{itp}$ :

$$\hat{\mathbf{e}}_{it} = \mathbf{r}\hat{\mathbf{e}}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \mathbf{j} \Delta \hat{\mathbf{e}}_{it-j} + e_{itp}$$

En este caso, de nuevo teniendo en cuenta las propiedades asintóticas el estimador de MCVF , el test estadístico para contrastar la hipótesis nula de no cointegración debe basarse nuevamente en el estadístico “t” para  $\mathbf{r}=1$ . Éste se definirá como:

$$t_{ADF} = \frac{(\hat{\mathbf{r}}-1)\sqrt{\sum_{i=1}^N \mathbf{e}_i' Q_i \mathbf{e}_i}}{s_e}$$

donde  $\hat{\mathbf{r}}$  es la estimación mínimo cuadrática ordinaria de  $\mathbf{r}$ . La expresión no es complicada si se observa que:

$$(\hat{\mathbf{r}}-1) = \frac{\sum_{i=1}^N \mathbf{e}_i' Q_i \mathbf{e}_i}{\sum_{i=1}^N \mathbf{e}_i' Q_i \mathbf{e}_i}$$

donde  $\mathbf{e}_i$  es igual al vector de observaciones de  $\hat{\mathbf{e}}_{it-1}$  y donde se define previamente “ $Q_i$ ” como la matriz de momentos:

$$Q_i = I - X_{ip} (X_{ip}' X_{ip})^{-1} X_{ip}'$$

siendo  $X_{ip}$  es la matriz de observaciones de los “p” regresores  $(\Delta \hat{\mathbf{e}}_{it-1}, \Delta \hat{\mathbf{e}}_{it-2}, \dots, \Delta \hat{\mathbf{e}}_{it-p})$ .

Kao (1997) ofrece sobre la base de este estimador el siguiente resultado:

$$t_{ADF} - \frac{\sqrt{N} \mathbf{m}_{5T}}{s_e \sqrt{\mathbf{m}_{6T}}} \Rightarrow N\left(0, \frac{\mathbf{s}_{0e}^2}{2\mathbf{s}_e^2} + \frac{3\mathbf{s}_e^2}{10\mathbf{s}_{0e}^2}\right)$$

que permite definir una transformación similar a las presentadas más arriba para el caso del test DF que no dependa de los parámetros “nuisance” y se distribuya conforme a una normal (0,1):

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \sqrt{6N} \hat{\mathbf{s}}_e / 2\hat{\mathbf{s}}_{0u}}{\sqrt{\hat{\mathbf{s}}_{0e}^2 / 2\hat{\mathbf{s}}_e^2 + 3\hat{\mathbf{s}}_e^2 / 10\hat{\mathbf{s}}_{0e}^2}} \Rightarrow N(0,1)$$

Donde  $t_{ADF}$  se corresponde al ratio “t” del parámetro autorregresivo “p”.

Tanto en este caso ADF como en el anterior más simple DF será necesario aproximarse a los valores de los parámetros que definen las varianzas a largo plazo. Las matrices  $\mathbf{S}$ ,  $\mathbf{G}$  implicadas pueden obtenerse a partir de la estimación previa del proceso  $w_{it}$ . Así, una vez que se dispone de  $\hat{w}_{it}$  podemos calcular:

$$\hat{\Sigma} = \begin{pmatrix} \hat{\mathbf{s}}_u^2 & \hat{\mathbf{s}}_{uv} \\ \hat{\mathbf{s}}_{uv} & \hat{\mathbf{s}}_v^2 \end{pmatrix} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{w}_{it} \hat{w}_{it}'$$

y para  $\Omega$ :

$$\hat{\Omega} = \begin{pmatrix} \hat{\mathbf{s}}_{0u}^2 & \hat{\mathbf{s}}_{0uv} \\ \hat{\mathbf{s}}_{0uv} & \hat{\mathbf{s}}_{0v}^2 \end{pmatrix} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left\{ \frac{1}{N} \sum_{t=1}^T \hat{w}_{it} \hat{w}_{it}' + \frac{1}{N} \sum_{t=1}^l \bar{w}_{it} \sum_{t=t+1}^T (\hat{w}_{it} \hat{w}_{it-t}' + \hat{w}_{it-t} \hat{w}_{it}') \right\}$$



donde el término  $\bar{w}_{it}$  ponderará los distintos órdenes de las correlaciones no contemporáneas a incluir en el cálculo.

Utilizando los datos disponibles sobre tipos de cambio y precios se plantea el análisis de cointegración clásico y simple de la PPA absoluta, es decir, la existencia de cointegración entre la relación de precios interiores / precios exteriores y el tipo de cambio nominal. No se considerará por tanto la presencia de componentes deterministas en la relación.

En realidad, los matices que deben ser relativos a la técnica y al propio concepto de la PPA que deben tenerse en cuenta en un análisis más detenido son muy numerosos pero dado el carácter ilustrativo de este documento, se expondrán aquí de forma breve los resultados obtenidos en esta primera aproximación.

**Tabla 10. Test Cointegración KAO (1999) Tipo de Cambio y Relación de Precios**

|   |                          |                    |
|---|--------------------------|--------------------|
| <b>Regresión Residual</b>                       | Coeficiente – “ $\rho$ ” | 0.950              |
|   | Varianza residual - Se   | 2295.741           |
|   | Ratio t- $\rho$ (*)      | -2.627             |
| ((*) Bajo la nula $\rho=1$ de No cointegración) |                          |                    |
| <b>Contrastes DF y DF*<br/>Cointegración</b>    | DF- $\rho$               | 1.348 (Sig.) 0.161 |
|   | DF- t                    | 2.000 (Sig.) 0.054 |
|   | DF*- $\rho$              | 0.021 (Sig.) 0.399 |
|   | DF*- t                   | 0.809 (Sig.) 0.288 |
|   | ADF 1 Retardo            | 1.526 (Sig.) 0.125 |
|   | ADF 2 Retardos           | 1.725 (Sig.) 0.090 |
|   |                          |                    |
| <b>Matrices Varianzas y Covarianzas</b>         |                          |                    |
| Matriz SIGMA                                    | u                        | v                  |
|   | u 1684.07                | 0.77               |
|   | v                        | 0.77 0.00          |
| Matriz OMEGA                                    | u                        | v                  |
|   | u 2572.42                | 1.96               |
|   | v                        | 1.96 0.00          |
| <b>Varianza a Corto Plazo Residuo (e)</b>       | 1321.105                 |                    |
| <b>Varianza a Largo Plazo Residuo (e)</b>       | 2178.274                 |                    |
| <b>Ratio CP / LP Residuo (e)</b>                | 0.606                    |                    |

Los anteriores resultados, parecen cuestionar en cierta medida la existencia de relación de cointegración entre la relación de precios y el tipo de cambio nominal en los términos sencillos propuestos. Los test DF $\rho$  y DFt simples, esto es suponiendo exogeneidad fuerte y ausencia de autocorrelación en el modelo autorregresivo, y DF\* $\rho$  y DFt (esto es, salvando la restricción de exogeneidad estricta) no permiten el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración. Lo mismo sucede si se considera la corrección de la autocorrelación: puede

observarse como, una vez corregida, el valor del test ADF para 1, 2 y 3 retardos no permiten rechazar la nula de no cointegración.

## 7.- CONCLUSIONES PRÁCTICAS ACERCA DEL ANÁLISIS DE ESTACIONARIEDAD / COINTEGRACIÓN EN MODELOS DE DATOS DE PANEL

A modo de resumen, exponemos aquí las conclusiones de orden práctico más relevantes de cara a la aplicación matizada de las técnicas presentadas. Algunas de ellas son comunes al caso meramente temporal pero otras se nos aparecen como más novedosas en este contexto:

- Respecto al análisis de estacionariedad, debe tenerse en cuenta la naturaleza del test utilizado en cada caso y, en especial, la distinción entre dos familias sensiblemente diferentes de contrastes.

La primera, rechazará la homogeneidad de los parámetros implícita en el uso de un panel de datos, a favor del uso de regresiones heterogéneas; tal es el caso de los trabajos de Pesaran y Smith (1995), Im, Pesaran y Shin (1997), Lee, Pesaran y Smith (1997) y más recientemente Pesaran, Shin y Smith (1999) y Pesaran y Zao (1999). Los resultados que pueden encontrarse en literatura como la citada, se apoyan decisivamente en un T suficientemente largo como para poder estimar cada regresión separadamente.

La segunda aproximación, en la que caben los desarrollos de Levin y Lin utilizados también en este documento, aplicará los procedimientos de series temporales a los paneles considerando atendiendo conjuntamente a las dos dimensiones, aprovechando, como se mencionó en la introducción, las ventajas derivadas de completar la dimensión transversal con la temporal para un análisis más exitoso de estos problemas.

La distinción de uno y otro caso es fundamental, en especial en cuanto a que cada una de ellas se apoya en una teoría asintótica diferente y, por tanto, está inicialmente diseñada para paneles de característica diversas.

- En los test del primer tipo, como el caso del test IPS, resulta prioritaria la adecuada selección de los componentes deterministas a considerar en cada caso, pudiéndose registrar diferencias notabilísimas entre los distintos procesos generadores de datos considerados para cada individuo. En este sentido, y aunque resulte en cierto modo un contrasentido, **debe procurarse el análisis pormenorizado e individualizado de cada elemento del panel** antes de agregar los resultados individuales.
- En ambos tipos de test, pero muy especialmente en los de segundo tipo, se ha observado repetidamente que **el resultado del test parece extremadamente sensible al conjunto de datos seleccionado**. Así, ha podido comprobarse en distintos trabajos, incluido este, como la exclusión de uno o dos elementos sobre la muestra de 13 puede ocasionar sensibles modificaciones en los valores de los test “t” y “t\*” anteriormente ilustrados para el caso del test LL.
- En este tipo de test, sucede también que **la sensibilidad de los test ante la selección de retardos** considerados para cada elemento en la corrección de la autocorrelación. La aplicación del test LL permite especificar distintos órdenes de retardo en las regresiones de tipo ADF para cada uno de los elementos que forman la muestra. Esta decisión se muestra crucial a la hora de calcular el estadístico global para todo el conjunto apreciándose diferencias muy significativas en el valor del coeficiente “ $\gamma$ ” y del ratio “t” final.

- Además, en términos generales, la interpretación de los test de estacionariedad en datos de panel debe luchar con dificultades de orden general como:
  - el disponer de datos homogéneos para todos los países incluidos en el panel estudiado.
  - la influencia en los resultados del tamaño del panel de países integrados analizado,
  - la influencia de los cambios estructurales en los test de estacionariedad
- **En cualquier caso, y en especial en el análisis de cointegración residual, el correcto funcionamiento de los tests pasa por disponer de un número no excesivamente reducido de observaciones temporales.** Todos los tests exhiben una distorsión de tamaño importante cuando el número de observaciones temporales es pequeña ( $T=10$ , por ejemplo), incluso aunque el número de elementos se eleve significativamente (*hasta  $N=300$ , por ejemplo*).
- **La potencia de los tests de cointegración de la familia del presentado (KAO) sólo está plenamente garantizada en muestras elevadas.** La potencia del test residuales de cointegración para parámetros cercanos al valor correspondiente a la hipótesis nula ( $r=0.95$ ) es muy reducida en el caso de muestras pequeñas tanto con relación a la dimensión temporal como a la transversal.
- **Los tests de cointegración residuales como el propuesto en este documento no pueden ser usados directamente en presencia de procesos de medias móviles.** Efectivamente, si en el proceso subyacente analizado se considera la presencia de medias móviles, la distribución de los tests  $DF^*_\rho$ ,  $DF^*_t$  y ADF dista mucho de una  $N(0,1)$
- En el caso concreto del test de KAO, **si se comparan los resultados obtenidos para cada uno de los tests propuestos**, puede concluirse que los estadísticos  $DF_\rho$  y  $DF_t$  son más robustos ante **errores en la especificación** del modelo supuesto. Sin embargo, las formas  $DF^*_\rho$ ,  $DF^*_t$  presentan mejores propiedades en cuanto al tamaño y la potencia que los tests  $DF_\rho$ ,  $DF_t$  y ADF.

## **8. BIBLIOGRAFÍA**

- Abuaf, N. Y Jorion, P. (1990). "Purchasing power parity in the long run". *Journal of Finance*, 45, pp. 57-174.
- Andersson , J. y Lyhagen, J. (1999). "A long Memory Panel Unit Root Test: PPP revisited". *Working Paper Series in Economics and Finance, N° 3030. Stockholm School of Economics*.
- Andrews, D.W.K. y Monahan, J.C (1992). "An improved heterocedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimator". *Econometrica*, 60, pp. 953-966.
- Banerjee, A., Lumsdaine R. L. y Stock, J.H. (1992). "Recursive and Sequential Tests for a Unit Root: theory and international evidence". *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp.
- Bernard, A. y Jones, C. (1996). "Productivity across Industries and Countries: Time Series Theory and Evidence". *Review of Economics and Statistics*, 78, pp. 135-146.
- Bhargava, A., Franzini, L. y Narendranathan, W. (1982). "Serial Correlation and the Fixed Effects Model". *Review of Economic Studies*, 69, pp.533-549.
- Breitung, J. y Meyer, W. (1994). "Testing for Unit Roots in Panel Data: are wages on a different bargaining levels cointegrated ?". *Applied Economics*, 26, pp. 353-361.
- Coakley, J. Y Fuertes, A.M. (1997). "New Panel Unit Root Tests of PPP" . *Economic Letters*, 57, pp. 17-22.
- Christiano, L. (1992). "Searching for a break in real GDP". *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp.237-49.
- Choi, I. (1997). "Unit Root Tests for Panel Data". Mimeo.
- Frankel, J. A. (1986). "International Capital Mobility and Crowding Out in the US Economy: Imperfect Integration of Financial Markets and Good Markets?" en *How Open is the US Economy?*. Editado por R. Hafer. Lexington: Lexington Books.
- Frankel, J. A. (1990). "Zen and the Arts of Modern Macroeconomics: The Search for perfect Nothingness". en *Monetary Policy for a volatíl Global Economy*. Editado por W. Haraf y T. Willet. Washington, D.C.: American Enterprise Institute.
- Hadri, K. (1998). "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. Working Paper. Department of Economics. City University. London. Una versión actualizada en enero de 1999 puede solicitarse al autor por e-mail en [K.HADRI@City.ac.uk](mailto:K.HADRI@City.ac.uk).
- Hadri, K. (1999). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root in Panel Data with Serially Correlated Errors". Working Paper. Department of Economics. City University. London. Una versión actualizada en abril de 1999 puede solicitarse al autor por e-mail en [K.HADRI@City.ac.uk](mailto:K.HADRI@City.ac.uk).
- Hakkio, C. (1984). "A re-examination of purchasing power parity". *Journal of International Economics*, 17, pp. 265-277.

- Harris, D e Inder, B. (1994). "A test of the Null Hypothesis of Cointegration", en *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Hargreaves, Colin P. Editores, Oxford University Press, Nueva York.
- Holtz-Eaking, D., Newey, W.K. y Rosen, H. (1988). "Estimating Vector Autoregresions with Panel Data". *Econometrica*, 56, pp. 1371-1395.
- Hsiao, C. (1986). *Analysis of Panel Data*. Cambridge, Cambridge University Press.
- Im, K., Pesaran, M.H. y Shin Y, (1995) (1ª Revisado en Diciembre 1997), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". 1ª Versión de 1995 como "9526 Working Paper" , Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Kao, C. (1999 - 1997). "Spurious Regression and residual Based Test for Cointegration in panel Data". *Journal of Econometrics*, 90, pp.1-45.
- Kao, C. y Chen, B. (1995a). "On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data when the Cross-Section and Time Series Dimensions are Comparable". *Manuscript, Department of Economics, Syracuse University*.
- Kao, C. y Chen, B. (1995b). "Residual – Based Tests for Cointegration in Panel Data when the Cross-Section and Time Series Dimensions are Comparable". *Manuscript, Department of Economics, Syracuse University*.
- Kao, C. y Chiang, M.-H. (1997). "On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regresiion in Panel Data". *Econometric Theory*, (en revisión en el momento de edición de esta tesis, puede solicitarse una copia electrónica a uno de sus autores vía e-mail en [cdkao@maxwell.syr.edu](mailto:cdkao@maxwell.syr.edu) o a través de su página personal en la WEB de la Universidad de Siracusa [www.syr.edu/~cdkao](http://www.syr.edu/~cdkao)).
- King, M.A. y Hillier, G.H. (1985). "Locally Best Invariant Tests of the Error Covariance Matrix of the Linear Regression Model", *Journal of the Royal Statistical Society*, B 47, p. 98-102.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P.J. y Shin, Y. (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Series Have a Unit Root?". *Journal of Econometrics*, 56, pp.285-302.
- (1992). "International Patterns of Growth: I. Persistence in Cross - Country Disparities.L.S.E Working Paper, Octubre 1992.
- (1994). "Exploiting Cross Sectional Variation for Unit Root Inference in Dynamic Data". *Economic Letters*, 44, pp. 9-19.
- Jorion, P. y Sweeney, R. (1996). "Mean reversion in real Exchange Rates: evidence and implications for forecasting". *Journal of International Money and Finance*, 16, pp.302-333.
- Levin, A y Chien-FU, Lin. (1992). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite – Sample Properties". *UC San Diego Working Paper* , 92-93, Mayo 1992.
- (1993). "Unit Root Tests in Panel Data: New Results". *UC San Diego Working Paper* , 93-56, Diciembre 1993.

- Larsson, R., Lyhagen, J. y Löthgren, M. (1998). "Likelihood - based Cointegration Tests in Heterogeneous Panels". Stockholm School of Economics. *Working Paper Series in Economics and Finance*, N°. 250.
- Lothian, J. (1994). "Multi - country evidence on the behaviour of purchasing power parity under the current float". Manuscrito, Universidad de Fordham.,
- MacDonald, R (1996). "Panel Unit Root Test and Real Exchange Rates". *Economic Letters* 50, pp. 7-11.
- MaCurdy, T.E. (1982). "The Use of Time Series Processes to Model the Error Structure of Earnings in a Longitudinal Data Analysis". *Journal of Econometrics*, 18, pp. 83-114
- Maddala, G.S. y S. Wu. (1997). "A Comparative Study of Unit Root Test with Panel Data and a New Simple Test. Mimeo.
- Nabeya, S.I. y Tanaka, K. (1989). "Asymptotic Theory for a Test for the Constancy of the Regression Coefficients Against the Random Walk Alternative". *Annals of Statistics*, 16, pp. 218-235.
- Newey, W.K y West, K.D. (1987). "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". *Econometrica*, 51.
- Oh, K-Y. (1996). "Purchasing Power Parity and Unit Roots Tests Using Panel Data". *Journal of International Money and Finance*, 15, pp. 405-418.
- Phillips, P.C.B. (1986). "Understanding Spurious Regressions in Econometrics". *Journal of Econometrics*, 33, pp. 311-340.
- (1987). "Time Series Regression with a Unit Root". *Econometrica*, 55, pp. 277-301.
- Phillips, P.C.B., y Perron, P. (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Papell, D. (1997). "Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity under the Current Float". *Journal of International Economics*, 43, pp.313-323.
- Pedroni, P. (1995). "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Test with an application to the PPP Hypothesis". Manuscript, Department of Economics, Indiana University. Revisado en abril de 1997 con la denominación (1997a). Es posible contactar con el autor para una versión electrónica revisada en [ppedroni@indiana.edu](mailto:ppedroni@indiana.edu)
- (1996). "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels and the Case of Purchasing Power Parity. Working Papers in Economics, N° 96-20. Universidad de Indiana.
- (1997a). "Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, With an Application to the PPP Hypothesis": New Results. Working Paper, Universidad de Indiana, Abril 1997
- (1997c). "Testing for Convergence to Common Steady States in Nonstationary Heterogeneous Panels". Working Paper, Universidad de Indiana, Diciembre 1997.

- (1998). "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors". Working Paper, Universidad de Indiana, Junio 1998.
- Perron, P. (1988). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a new Approach". *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, pp. 297-332.
- (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica*, 57, pp. 1361-1401.
- Quah, D. (1990). "International Patterns of Growth: I. Persistence in Cross - Country Disparities. *MIT Working Paper*, Enero 1990.
- Rappoport, P. y Reichlin, L. (1989). "Segmented Trends and Non-Stationary Time Series". *The Economic Journal*, 99, pp. 168-177.
- Said, S. Y Dickey, D.A. (1984). "Testing for Unit Roots in Autorregresive-Moving Average Models with Unknown Order". *Biometrika*, 71, pp. 599-607.
- Saikkonen, P. y Luukonen, R. (1993). "Testing for a Moving Average Unit Root in Autorregresive Integrated Moving Average Models". *Journal of the American Statistical Association*, 88, pp.596-601.
- Shin, Y. (1994), "A residual Based Test of the Null of Cointegration Against the Alternative of No Cointegration", *Econometric Theory*, 10, pp.91-115.
- Schwert, G.W. (1987). "Effects of Model Specification on Test for Unit Root in Macroeconomic Data". *Journal of Monetary Economics*, 20, pp. 73-103.
- (1989). "Test for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation". *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 2, pp. 147-159.
- Suriñach, J., Artís, M., López, E. Y Sansó, A. (1995). *Análisis económico regional. Nociones básicas de la teoría de la cointegración*. Antoni Bosch Editor. Barcelona.
- Tanaka, K. (1990). "Testing for a Moving Average Unit Root". *Econometric Theory*, 6, pp.433-444.
- Wu, Y. (1996). "Are Real Exchange Rates Nonstationary?. Evidence from a Panel Data Test". *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, pp. 54-63.
- (1997). "Purchasing Power Parity Under the Currency Float: New Evidence from Panel data Unit Root Tests. Mimeo.
- Zivot, E. y Andrews, D. K. W. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp. 251-70.