

ANÁLISIS MULTIVARIANTE DE LA PARIDAD DE PODER ADQUISITIVO

FRANCISCO MAESO

Universidad de Murcia

Este trabajo estudia la viabilidad de la paridad de poder adquisitivo (PPA) como una relación de largo plazo aplicando técnicas de cointegración a vectores autorregresivos y usando datos trimestrales correspondientes a veinte países y a dos índices de precios. Así mismo, las distintas versiones de la PPA y sus implicaciones económicas son definidas, estableciéndose la relación existente entre el número de vectores de cointegración y el estudio del tipo de cambio real.

Los resultados avalan la existencia de una relación de largo plazo entre el tipo de cambio nominal y los índices de precios; sin embargo, esta relación no concuerda en la mayoría de las ocasiones con las predicciones de la teoría de la PPA. De los sucesivos contrastes realizados se deducen un mayor apoyo a la versión monetarista de la PPA y la existencia de un segundo vector de cointegración que liga únicamente a los precios.

Palabras clave: paridad de poder adquisitivo, cointegración, análisis multivariante.

La importancia de la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) se deriva tanto de su papel en el campo de la teoría económica como en el de la economía aplicada. Por un lado, casi todos los modelos que estudian economías abiertas dan por cierta la validez de la PPA, la cual se puede considerar en sí misma como una teoría de determinación del tipo de cambio; por otro lado, la PPA entendida como el tipo de cambio real es un indicador de la competitividad de una economía. En ambos casos su cumplimiento implica que la política monetaria y la política del tipo de cambio no se pueden disociar, es decir, deben tener objetivos compatibles.

Este trabajo examina la relación de largo plazo existente entre el tipo de cambio nominal y los índices de precios para diecinueve países frente a los EE.UU., usándose datos trimestrales que se extienden a lo largo del actual sistema de libre flotación. La amplitud del período muestral es importante, dado que la elevada volatilidad del tipo de cambio nominal en un sistema de tipos flexibles, por comparación con uno de tipos fijos, dificulta la contrastación empírica de la PPA. Se espera así minimizar la posibilidad de que el rechazo a la existencia de una relación de largo plazo entre precios y tipo de cambio nominal se deba a la escasa potencia de los métodos de estimación ante alternativas estacionarias próximas a una raíz unitaria. Además, el elevado número de relaciones analizadas permite evitar generalizaciones a la vez que comprobar si existen pautas comunes en algunas de ellas.

Cassel (1918) señalaba que los diferentes ritmos de crecimiento de los precios en dos países se traducirían en movimientos compensatorios del tipo de cambio, es decir, suponía una relación de causalidad de precios a tipo de cambio. Sin embargo, la in-

fluencia del tipo de cambio sobre los precios en el marco de economías abiertas también determina una relación de causalidad de orden inverso: de tipo de cambio a precios. La existencia de interdependencia fuerza a los estudiosos de la PPA a utilizar técnicas econométricas que tengan en cuenta este factor. En los estudios clásicos de la PPA [por ejemplo, Frenkel (1978, 1981), Krugman (1978)], que no tenían en cuenta la no estacionariedad de las series, se usaban variables instrumentales para corregir el sesgo debido a la endogeneidad de las variables bajo estudio.

Cuando se usan métodos uniecuacionales en el marco del análisis de cointegración, tales como el método de Engle-Granger o los de corrección de error, la práctica ha consistido en estimar dos regresiones: una en la que el tipo de cambio es la variable endógena y los precios la exógena y otra inversa, donde se cambia la categoría de las variables. Sin embargo, cuando las variables de un sistema son endógenas, el mejor tratamiento desde un punto de vista econométrico es el uso de Vectores Autorregresivos (VAR). Si, además, estas variables no son estacionarias, entonces el procedimiento de Johansen, por el que se ha optado para la realización de este artículo, es posiblemente el más adecuado¹. Entre otras características, este trabajo se distingue de otros que usan el mismo procedimiento por la realización de toda una batería de contrastes destinados a verificar si las relaciones detectadas son espurias o se corresponden verdaderamente con la PPA, prestando especial cuidado a los problemas derivados de la aplicación econométrica del procedimiento de Johansen.

El artículo se organiza como sigue: en la Sección 1 se define la relación a estudiar así como los problemas que existen para su contrastación; la Sección 2 recoge el análisis de raíces unitarias de las variables empleadas; en la Sección 3 se comenta el procedimiento de Johansen; la Sección 4 discute las posibles relaciones de largo plazo, aparte de la PPA, que se pueden establecer entre el tipo de cambio y los precios; en la Sección 5 se presentan los resultados empíricos de este trabajo; y la Sección 6 sintetiza las principales conclusiones obtenidas.

1. DEFINICIÓN DE PARIDAD DE PODER ADQUISITIVO

Dado que el propósito de este trabajo es el estudio de la PPA lo primero que se debe hacer es definir claramente en qué consiste tal concepto, puesto que existen varias versiones. Además, en la literatura hay una notable confusión terminológica, ya que algunos autores utilizan una denominación para referirse a cierta acepción, mientras que otros autores utilizan la misma denominación para referirse a otra.

Existen dos versiones de la PPA: la clásica, basada en la "ley de un precio", y la versión de los mercados eficientes o PPA ex-ante, formulada inicialmente por Roll (1979). Ambas versiones tienen implicaciones económicas diferentes y, como se explica en Maeso (1998), en función del método econométrico elegido se estará contrastando una u otra. La versión tradicional puede ser formulada de dos modos alternativos: la absoluta y la relativa. La forma absoluta establece que el precio de una moneda extranjera en términos de la moneda nacional, el tipo de cambio (S_t), debe ser igual a la *ratio* del nivel de precios (PL_t) en cada país:

$$S_t = PL_t / PL_t^* \quad [1]$$

(1) Véase Gonzalo (1994) para un estudio de Monte Carlo al respecto.

donde el asterisco indica el país extranjero. Para que la ecuación [1] tenga significado los precios domésticos y extranjeros deben contener la misma cesta de bienes con idénticos pesos en los dos países. Si hay factores fijos que impiden que los precios domésticos se igualen a los extranjeros una vez que se expresan en la misma moneda, entonces una simple diferencia constante (K) puede ser impuesta en la expresión [1]:

$$S_t = K PL_t / PL_t^* \quad [2]$$

Dividiendo la expresión [2] en términos del período 0 ($S_0 = KPL_0/PL_0^*$) y aplicando logaritmos, se obtiene la PPA relativa:

$$s_t = s_0 + p_t - p_t^* \quad [3]$$

donde p_t y p_t^* son, respectivamente, los índices de precios del país doméstico y del país extranjero y s el logaritmo del tipo de cambio nominal (en t y en el año base). Cualquier diferencia fija en la ley de un precio es eliminada en la acepción relativa, la cual establece que los cambios en el nivel de precios están conectados entre los países e igualan la variación porcentual del tipo de cambio durante el mismo período de tiempo. La PPA relativa incluye a la absoluta, puesto que esta última es un caso particular de la primera; la diferencia entre ambas es que la absoluta sólo puede ser contrastada con niveles de precios.

Permitir desviaciones en la versión relativa significa la inclusión de un término de error ε_t ²:

$$s_t = \beta + p_t - p_t^* + \varepsilon_t \quad a(L) \mu_t = \varepsilon_t \quad [4]$$

donde μ_t es un ruido blanco y $a(L)$ es un polinomio de retardos distribuidos. Para que la PPA relativa sea válida, $a(L)$ debe tener sus raíces fuera del círculo unidad; si no funciona ni en el largo plazo $-a(L)$ tiene raíces en (o dentro) del círculo unidad— ε_t no es un proceso estacionario, lo que puede ser interpretado como una prueba de la existencia de otras fuerzas que tienden a conducir el tipo de cambio real. Una confusión frecuentemente cometida es interpretar el término β de la ecuación [4] como si fuese el término K de la ecuación [2]³. Imponer o examinar la hipótesis $\beta = 0$, como si ésta fuese la forma de comprobar la inexistencia de costes de ajuste o diferencias fijas entre los precios relativos y el tipo de cambio nominal, es incorrecto.

Debe remarcarse que no todos los autores definen la PPA relativa como se hace aquí. En este trabajo se sigue la definición dada por Officer (1976, pág. 2), según la cual la PPA absoluta entre dos países se define como la *ratio* de los niveles de precios de los países, siendo la PPA relativa el producto del tipo de cambio en un período base y la *ratio* de los índices de precios de los países. Frenkel (1978) es el referente clásico sobre la segunda interpretación de la PPA relativa; él y otros autores se refieren a la

(2) El término constante, β , no tiene por qué ser igual al tipo de cambio en el período inicial, dado que la PPA podría haber sido medida con error en ese instante. Más aún, si los índices de precios no tienen el mismo período como base, entonces β recoge también esa diferencia.

(3) Por ejemplo: Ardeni y Lubian (1991), Pérez y Vega (1994) o Serletis (1994). Camarero (1994) en su revisión sobre la literatura de la PPA tampoco realiza esta distinción.

ecuación [3] o [4] como la PPA absoluta, obteniendo la versión relativa mediante primeras diferencias en la ecuación [3] y añadiéndole un ruido blanco como error:

$$(s_t - s_{t-1}) = (p_t - p_{t-1}) - (p_t^* - p_{t-1}^*) + v_t = \pi_t - \pi_t^* + v_t \quad [5a]$$

donde π_t y π_t^* son tasas de inflación. La distinción clave entre las ecuaciones [4] y [5a] reside en cuándo el término error es añadido y en cuál es su naturaleza. Si v_t es un ruido blanco, el tipo de cambio real sigue un paseo aleatorio, lo que significa que cuando tiene lugar una desviación en la PPA relativa no se espera que sea eliminada con el tiempo; de hecho, la PPA *ex-ante* se expresa como en [5a]⁴ y de ahí su incompatibilidad con la versión clásica. Gaab y otros (1987) distinguen entre una forma fuerte de la versión eficiente de la PPA y una forma débil. En la forma débil, la PPA *ex ante* funciona en medias y simplemente requiere que la media de las variaciones en el tipo de cambio real sea cero⁵, mientras que en la fuerte lo hace de manera continua y su examen precisa de la aplicación de técnicas econométricas. La ecuación [5a] se puede expresar de la siguiente forma:

$$\Delta s_t = \alpha (s + p^* - p)_{t-1} + \Delta p_t - \Delta p_t^* + v_t \quad [5b]$$

donde α sería igual a cero, pero [5b] no es más que la versión en forma de modelo de corrección de error de la ecuación [4], siendo α el coeficiente del término de largo plazo. Por tanto, la PPA no funciona como un equilibrio de largo plazo cuando se expresa como [5a] y, puesto que este trabajo estudia la hipótesis de que la PPA opera en el largo plazo, la relación de interés es la ecuación [4], a la que se menciona en el resto del trabajo como PPA relativa o, simplemente, PPA.

Las hipótesis básicas que normalmente se examinan o se imponen directamente en la PPA son tres. La primera es la hipótesis de exclusividad, que establece que ninguna otra variable aparte de los precios relativos tiene efecto en el tipo de cambio en el largo plazo; esta restricción se relaciona con el concepto de tipo de cambio real como una medida de competitividad. La segunda es la hipótesis de simetría, que establece que los precios domésticos y los extranjeros tienen efectos simétricos en el tipo de cambio; en el campo aplicado equivale a un modelo con dos variables. La tercera es la hipótesis de proporcionalidad u homogeneidad, que establece que las variaciones del tipo de cambio son de la misma cuantía que los cambios en el nivel de precios relativos; la naturaleza de esta relación obliga a trabajar directamente con el tipo de cambio real, es decir, un modelo con una única variable. MacDonald (1993) define dos nuevos conceptos relacionados con la PPA relativa: forma fuerte y forma débil. La variante fuerte exige que exista al menos un vector de cointegración entre el tipo de cambio y los precios y simultáneamente se cumpla la hipótesis de proporcionalidad; la variante débil únicamente precisa de la existencia de la relación de largo plazo.

(4) La PPA *ex-ante* se suele estudiar expresando (5a) de forma compacta: $\Delta q_t = \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta q_{t-i} + v_t$, donde q_t es el tipo de cambio real y los retardos se añaden para conseguir residuos i.i.d. $N(0,1)$.

(5) Entre los trabajos en los cuales se examina esta forma de la PPA *ex-ante* están Manzur (1990, 1993) y García y Campoy (1995); al margen de la confusión entre PPA relativa (tal como aquí se define) y PPA *ex-ante* en la que se incurre, el procedimiento usado en estos trabajos es criticable, tal como se explica en Maeso (1998).

Los fenómenos económicos o simplemente estadísticos que motivan el incumplimiento de la teoría de la PPA, en su sentido más estricto, y que, por consiguiente, motivan el fallo de los contrastes sobre su validez, se pueden clasificar en tres grupos principales⁶: primero, problemas relativos a los índices de precios; segundo, barreras a la igualación de precios (existencia de bienes y servicios no comerciables, costes de transporte y retardos en los contratos, restricciones comerciales, competencia imperfecta, diferentes regímenes fiscales); tercero, razones estructurales (diferencias estructurales o tecnológicas, perturbaciones reales, sesgos introducidos por la productividad y existencia de factores reales que cambian con el tiempo).

El primer grupo hace referencia, básicamente, a problemas estadísticos y de compatibilidad de datos, que hacen de difícil cumplimiento las restricciones de simetría y proporcionalidad. Los dos siguientes grupos engloban fenómenos económicos que impiden o dificultan el cumplimiento de la PPA, aun cuando no existiesen los problemas planteados anteriormente. En el estudio empírico de la PPA resulta muy complicado y en ocasiones simplemente imposible tener en consideración estos factores. Por ello, su rechazo se puede deber sólo a una incorrecta especificación del modelo que recoge la relación entre el tipo de cambio y los precios. De hecho, una visión menos dogmática sería la de considerar a los precios como el determinante fundamental aunque no necesariamente único del tipo de cambio.

Las dificultades referidas a las barreras comerciales o a los costes de transacción son superadas usando la versión relativa en vez de la absoluta⁷. Los dos primeros grupos implican que si fuera posible corregirlos la PPA se mantendría en el largo plazo, pero si el tipo de cambio real está relacionado con variables económicas que no son estacionarias, entonces la PPA será no estacionaria también. Por ejemplo, si la *ratio* entre los precios de los bienes no comerciables y los que sí lo son cambia con el tiempo y de una manera diferente para cada país se producirán desviaciones de la PPA. Esto es importante cuando se comparan dos países en diferentes estadios de desarrollo, porque el proceso de convergencia del menos desarrollado supondría una apreciación real de su moneda durante el proceso; en la medida en que los países elegidos para este trabajo pertenecen a la OCDE cabe esperar que este problema se minimice.

2. ANÁLISIS DE RAÍCES UNITARIAS

Las Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional han sido la fuente utilizada en este estudio: para el tipo de cambio se ha usado la línea ae (unidades de moneda nacional por dólar), para el Índice de Precios al Consumo (IPC) la línea 64 y para el Índice de Precios Industriales (IPI) la línea 63. Los datos son trimestrales, comenzando en el primer trimestre de 1974 y acabando en el tercer trimestre de 1994⁸; aunque el actual período de flotación empieza oficialmente en

(6) No se pretende realizar una lista exhaustiva; para una explicación más detallada y completa, véase Officer (1976), págs. 13-22.

(7) Suponiendo que dichas barreras o costes permanecen constantes con el paso del tiempo o cambian en la misma proporción para los dos países que conforman la relación.

(8) En el caso del IPC, la última observación para Italia es 1994:2. En el caso del IPI, la última observación para Alemania es 1994:2; para Bélgica, 1992:4; para Irlanda, 1992:4, y para Suiza, 1993:1. No hay datos del IPI para Francia y Portugal.

marzo de 1973 se ha optado por iniciar el análisis en 1974 por considerar que 1973 constituye un año de transición y ajuste entre los dos sistemas cambiarios.

El primer paso para un estudio sobre la existencia de relaciones de largo plazo entre dos o más variables es el análisis de las características de cada una de las series temporales. Lo que se trata es de determinar si las series son $I(0)$ o no, y en caso de que no sean estacionarias cuál es su grado de integración.

El estudio del tipo de cambio nominal no presenta grandes problemas, aceptándose de manera consistente la hipótesis nula de no estacionariedad, lo que concuerda con los resultados obtenidos por todos los autores que han analizado esta variable económica⁹. Los resultados no son tan homogéneos cuando se estudian los índices de precios (véase el cuadro 1); la hipótesis de una raíz unitaria en los precios es aceptada en prácticamente todos los casos, tanto usando el test Aumentado de Dickey-Fuller (ADF) como el test de Phillips-Perron (PP). Sin embargo, el examen sobre la estacionariedad de la inflación es mucho más controvertido, usando el test ADF no es posible rechazar en la mayoría de las ocasiones la existencia de una segunda raíz unitaria en los precios, pero cuando se usa el test de PP se confirma la estacionariedad de la inflación para todos los países, a excepción de Francia; con el contraste de naturaleza bayesiana propuesto por Sims (1988), la hipótesis nula de no estacionariedad se rechaza para todos los países y de una forma rotunda¹⁰.

Resulta de interés detenerse a analizar cuáles serían las consecuencias económicas que se derivarían de la presencia de dos raíces unitarias en los índices de precios. De ser la inflación no estacionaria la mejor predicción que se podría hacer de ella sería su valor actual: a priori ninguna política económica sería capaz de influir en la inflación, que no tendría un valor de equilibrio de largo plazo, es decir, cualquier perturbación tendría un efecto permanente en la inflación. Puesto que esta posibilidad resulta bastante alejada de la realidad, al menos para el grupo de países bajo estudio, el que un contraste de raíces unitarias llegara a aceptarla no indicaría más que su baja potencia. Obviamente, la inflación podría estar cointegrada con otra variable que fuese, a su vez, no estacionaria, por ejemplo y más probablemente la tasa de crecimiento de algún agregado monetario. Esta posibilidad significaría que las autoridades de los países en cuestión no tienen control sobre los agregados monetarios, lo que podría justificarse por cambios en el sistema financiero, pero entonces habría que realizar un estudio conjunto de los precios, los agregados monetarios y la velocidad de circulación del dinero.

3. ESTRUCTURA ECONOMÉTRICA: EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN

El propósito de este apartado es dar una descripción no técnica de los diversos contrastes usados posteriormente, pudiéndose encontrar un tratamiento más elaborado en los artículos pioneros de Johansen (1988, 1989) y Johansen y Juselius (1990,

(9) Por motivos de espacio no se incluyen los resultados de este análisis.

(10) Artis y Nachane (1990), Davutyan y Pippenger (1990), MacDonald (1993) y Pippenger (1993), entre otros autores, también encuentran evidencia de no estacionariedad en las series de inflación de varios países, pudiéndose deber a que los cuatro usan el test ADF; sin embargo, la mayoría de los autores rechaza la presencia de una raíz unitaria en la inflación. Culver y Papell (1997) en un trabajo específicamente destinado al estudio de la naturaleza estocástica de la inflación concluyen rechazando la presencia de una raíz unitaria mediante el uso de modelos de datos de panel.

Cuadro 1: TESTS DE RAÍCES UNITARIAS PARA LOS ÍNDICES DE PRECIOS USANDO DATOS TRIMESTRALES^(a). PERÍODO: 1974:1 -1994:3

País	Índice de precios	En Diferencias (con constante)					En Niveles (con tendencia)	
		ρ	ADF ^(b) tp	pp ^(b) Z(tp)	Sims ^(c)		ADF ^(b) tp	pp ^(b) Z(tp)
					Sigma	V. M. A.		
Alemania	IPC	0,758	-2,297	-5,332*	-9,050	0,042	-2,412	-1,888
	IPI	0,752	-2,533	-4,451*	-10,047	0,026	-1,538	-1,292
Austria	IPC	0,595	-2,668**	-9,525*	-11,625	0,012	-1,555	-2,848
	IPI	0,523	-2,758**	-7,201*	-12,374	0,008	-1,278	-1,957
Bélgica	IPC	0,822	-2,255	-4,044*	-8,285	0,060	-1,068	-2,625
	IPI	0,616	-3,245*	-4,754*	-14,538	0,003	-1,412	-0,872
Canadá	IPC	0,871	-1,763	-2,959*	-6,154	0,156	0,110	0,079
	IPI	0,852	-1,753	-3,856*	-6,408	0,140	-1,826	-1,714
Dinamarca	IPC	0,900	-0,808	-6,375*	-4,742	0,272	-1,628	-0,152
	IPI	0,694	-3,355*	-3,864*	-14,744	0,003	-0,724	-0,408
España	IPC	0,918	-1,028	-4,591*	-4,266	0,322	-3,984*	-1,192
	IPI	0,913	-1,061	-4,786*	-4,408	0,306	-2,085	-0,382
EE.UU.	IPC	0,866	-1,876	-3,161*	-6,518	0,133	-2,897	-3,948*
	IPI	0,764	-2,328	-4,527*	-9,115	0,040	-2,859	-3,927*
Finlandia	IPC	0,887	-1,427	-3,546*	-5,241	0,225	-0,924	-2,361
	IPI	0,718	-3,365*	-4,055*	-14,645	0,003	-1,281	-1,656
Francia	IPC	0,946	-1,035	-2,284	-3,434	0,418	0,223	-0,005
	IPI	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND
Grecia	IPC	0,559	-2,350	-11,502*	-10,451	0,021	-2,176	-1,594
	IPI	0,526	-2,630**	-6,813*	-11,767	0,011	-1,010	-0,642
Holanda	IPC	0,824	-2,330	-5,223*	-8,539	0,053	-2,082	-3,638*
	IPI	0,615	-3,238*	-5,311*	-14,506	0,003	-1,637	-1,443
Irlanda	IPC	0,815	-2,216	-4,663*	-8,225	0,062	-1,184	-1,049
	IPI	0,833	-1,746	-4,343*	-6,628	0,127	-1,356	-1,593
Italia	IPC	0,911	-1,392	-2,940*	-4,718	0,274	-1,653	-0,492
	IPI	0,725	-2,051	-4,841*	-8,467	0,055	-1,540	-1,123
Japón	IPC	0,698	-2,740**	-6,465*	-11,373	0,013	-3,409**	-5,717*
	IPI	0,684	-3,986*	-3,878*	-19,096	0,000	-1,821	-1,686
Noruega	IPC	0,842	-1,507	-5,149*	-6,041	0,163	-0,036	1,138
	IPI	0,788	-1,558	-6,847*	-6,716	0,122	-0,553	0,127
Portugal	IPC	0,898	-0,638	-6,130*	-5,021	0,245	0,942	0,817
	IPI	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND
R. Unido	IPC	0,773	-2,091	-4,987*	-8,207	0,062	-1,459	-2,995
	IPI	0,841	-2,115	-3,501*	-7,574	0,083	-3,135	-4,508*
Suecia	IPC	0,695	-2,084	-6,417*	-8,776	0,047	-0,947	-0,112
	IPI	0,716	-1,985	-5,938*	-8,330	0,059	-1,288	-0,784
Suiza	IPC	0,572	-2,847**	-5,175*	-12,595	0,007	-3,639*	-2,143
	IPI	0,529	-3,844*	-5,843*	-18,854	0,000	-2,446	-1,963

Nota: ND, no disponible. ρ es el coeficiente autorregresivo en el test ADF.

(a) Para la elección del número de retardos a incluir en ambos modelos se optó por el Criterio de Información de Akaike, previa comprobación de la inexistencia de autocorrelación en los residuos mediante el test de la Q de Ljung-Box y el test del Multiplicador de Lagrange para autocorrelación de orden 1 y 4. Para el test de Phillips-Perron el número de retardos considerado es 4.

(b) Las cifras con un asterisco indican la no aceptación de la hipótesis nula al 5%, con dos asteriscos al 10%. Los valores críticos para 100 observaciones son: con constante, -2,89 y -2,58 al 5 y 10% respectivamente; con tendencia, -3,45 y -3,15 al 5 y 10% respectivamente. Modelo estimado en niveles (índices de precios): $y_t = \alpha + y_t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$, en diferencias (inflación) $\dot{y}_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$.

(c) Valores negativos de Sigma implican el rechazo de la hipótesis nula de una raíz unitaria. V.M.A. hace referencia al Valor Marginal de Alpha, cuanto más alejado de 0,84 más contundente es el rechazo de la hipótesis nula.

1992)¹¹. La diferencia de potencia entre este método y el procedimiento de Engle-Granger se debe, en parte, al hecho de que el método basado en analizar los residuos de una regresión de mínimos cuadrados ordinarios impone una serie de restricciones de factores comunes que no son previamente examinadas, de forma que si son falsas se tenderá a rechazar la existencia de cointegración. Los métodos de corrección de error, en sus versiones univariantes o multivariantes, evitan este problema¹².

Definiendo un vector X_t con p variables no estacionarias, el sistema VAR será:

$$H_0 : X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, \quad [6]$$

o reparametrizando:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, \quad [7]$$

donde μ_0 es un vector con términos constantes y μ_1 es el vector que contiene los coeficientes correspondientes a la tendencia, t . En función de que existan los términos μ_0 y μ_1 y de cómo se incorporen al sistema VAR los valores críticos de los contrastes de cointegración serán diferentes y será preciso el uso de diferentes tablas, siendo estudiados los distintos casos en Osterwald-Lenum (1992). La hipótesis de cointegración se expresa como:

$$H_1 : \text{rango}(\Pi) \leq r \quad \text{ó} \quad \Pi = \alpha\beta'$$

siendo $r < p$ y α y β matrices de dimensión $p \times r$, donde r es el número de vectores de cointegración. Si $r > 0$, la combinación lineal dada por $\beta' X_t$ es estacionaria. Los vectores que forman la matriz β son los vectores de cointegración, mientras que los vectores que forman α indican la velocidad de ajuste de ΔX_t ante cambios en la relación de largo plazo. Hay dos estadísticos para determinar la existencia de cointegración en el sistema de variables: el estadístico traza y el estadístico lambda-max¹³, ambos con base en el cálculo de valores propios, al igual que todos los contrastes posteriores. Dado que el primero es el más potente detectando cointegración, cuando los contrastes dan diferentes resultados los investigadores generalmente lo usan para determinar el número de relaciones de largo plazo que existen y para examinar hipótesis sobre la base de ese número. Pero descartar la evidencia presentada por el estadístico lambda-max es una práctica peligrosa, ya que si hay una sobreidentificación de relaciones de largo plazo, las relaciones espurias sesgarán los resultados de cualquier contraste realizado en el conjunto de vectores de cointegración.

La presencia de elementos deterministas no sólo tiene efectos a la hora de implementar los contrastes, sino que también tiene implicaciones económicas. En el caso de la PPA, puesto que dos de las series que intervienen (los precios) se pueden considerar como $I(1)$ con término constante, los modelos que se podrían aplicar serían los correspondientes a los casos definidos por Osterwald-Lenum (1992) como 1 y 2*, pero dadas las implicaciones económicas que tiene el caso 2* es más razonable emplear el caso 1. Por tanto, aunque las variables presentan una tendencia lineal, en el análisis se

(11) Véase también Johansen (1995).

(12) Véase Mizon (1995).

(13) Johansen (1995) únicamente proporciona valores críticos para los contrastes con el estadístico traza.

supone que las diferentes tendencias se cancelan mutuamente en la relación de largo plazo y sólo existe un factor de crecimiento autónomo, es decir, el término constante está fuera de la relación de largo plazo (caso 1)¹⁴. Si diéramos validez al caso 2*, entonces estaríamos en la situación anterior pero las tendencias no se cancelarían en la relación de largo plazo, lo que significaría que las variables bajo estudio no conforman un sistema estacionario por sí mismas, implicando la existencia de otras fuerzas que operan de manera que la relación de cointegración no es estable por sí sola.

Por consiguiente, puede surgir un problema de inconsistencia. Si, por ejemplo, el resultado fuera que ningún elemento determinista es significativo, entonces se debería aplicar el modelo dado por la ecuación [7] sin los términos μ_0 y μ_1 , pero en el marco de la PPA la utilización de ese modelo sería contradictorio con el comportamiento individual de las series temporales¹⁵.

El simple hecho de hallar una relación de largo plazo no implica que sea la que estamos buscando o que influya en la variable que queremos. La ausencia de la relación de largo plazo como variable explicativa de la evolución de una variable determinada se define como exogeneidad débil e implica $\alpha_i = 0$. Normalmente, los contrastes sobre los parámetros de largo plazo (β_j) son los más importantes, puesto que son los que contienen la información más relevante desde el punto de vista económico. Debido a ello, la imposición de restricciones en estos parámetros estará fundamentada en las predicciones de la teoría económica. Una hipótesis que siempre conviene examinar es si cierta variable puede ser excluida de la relación de largo plazo, lo que no es más que un contraste sobre la significatividad de dicha variable en la relación de cointegración y, al margen de lo que diga la teoría económica, es de obligada realización. El objetivo de este contraste es el de discernir entre un vector de cointegración trivial, aquél en donde todos los β_j son cero, de otro con posible contenido económico y se aplicaría al conjunto de vectores de cointegración que se estuviera considerando.

4. PARIDAD DE PODER ADQUISITIVO COMO RELACIÓN DE LARGO PLAZO

4.1. Aplicación práctica del análisis multivariante

Para iniciar el procedimiento de Johansen se tiene que elegir un número de retardos. De los distintos métodos existentes, en este artículo se ha optado por fijar un número inicial de retardos, ocho en el VAR en diferencias, y estudiar todo el rango hasta un retardo. Para cada uno de los diferentes retardos se examinó si los residuos eran no autocorrelados y normales, usando los contrastes de Box-Pierce y de Jarque-Bera respectivamente. Este método de elección de retardos tiene la ventaja de evitar los pro-

(14) Este punto de vista también es adoptado por la mayoría de autores que aplican el procedimiento de Johansen a la PPA, por ejemplo Johansen y Juselius (1992), Serletis (1994), e In y Sugema (1995). En cambio, Kugler y Lenz (1993), Cheung y Lai (1993), MacDonald (1993) y Chen (1995) usan el caso en el que el proceso generador de datos restringe la tendencia pero el modelo se estima incluyéndola (lo que constituye una variante del primero, pero ignorando las características de las series temporales individuales). Pérez y Vega (1994) estudian ambos casos.

(15) Johansen (1995), págs. 99 y 175, recomienda usar los contrastes que determinan conjuntamente el rango de cointegración y el tipo de elementos deterministas presentes cuando se desconoce la naturaleza de las variables y de la relación estudiada, lo que no es el caso de este trabajo.

blemas que se derivan de seleccionar un número de retardos inadecuado¹⁶ y permite realizar un análisis de sensibilidad, comprobando cómo los resultados pueden verse influidos por el número de retardos elegido.

El segundo paso es decidir cuál es el papel del término constante en el sistema de VAR, tal como se ha explicado en la sección previa. En la realización de los contrastes resultó que la significatividad del término constante era sensible al número de retardos incluido en el VAR, de forma que aunque mayoritariamente era significativo (al menos para una de las tres ecuaciones), en ocasiones no lo era. Aún así se optó por no reestimar el modelo sin el término constante.

4.2. Relaciones múltiples entre precios y tipo de cambio

El procedimiento de Johansen es idóneo para estudiar sistemas de variables interrelacionadas. Los métodos uniecuacionales, como el de Engle-Granger o los métodos de corrección de error, presuponen que las variables independientes son exógenas, pero en el caso de la PPA la relación de causalidad puede ir en dos direcciones posibles: del tipo de cambio a los precios o de los precios al tipo de cambio. Canarella y otros (1990), Kim (1990) y Sosvilla y Ngama (1991), usando métodos de corrección de error, proporcionan evidencia favorable a una doble dirección en la relación de causalidad, lo que implica que la PPA se debería estudiar con métodos econométricos que tuvieran en cuenta este hecho.

Cuando se utiliza el procedimiento de Johansen para examinar si opera la forma fuerte de la PPA hay diferencias de acuerdo con la clase de contrastes usados para imponer las restricciones en los parámetros de largo plazo. MacDonald (1993), Cheung y Lai (1993), Kugler y Lenz (1993) e In y Sugema (1995) hacen uso del contraste que impone las mismas restricciones lineales en todos los vectores de cointegración r . Serletis (1994), en cambio, utiliza el contraste que impone las restricciones en parte de los r vectores de cointegración, r_1 (supone que esas relaciones de cointegración son conocidas), mientras que las restantes r_2 relaciones son elegidas sin restricciones¹⁷. El primer tipo de contraste es un caso especial del segundo, donde $r_2 = 0$, es decir, $r = r_1$. Tal como se ha descrito, resulta claro que el método seguido por Serletis (1994) es más flexible que el empleado por los otros autores, aunque cuando hay un único vector de cointegración ambos contrastes son equivalentes.

Existe otra importante razón que hace preferible usar este segundo tipo de contraste en vez del anterior, relacionada con el número de vectores de cointegración encontrados en el análisis econométrico. La imposición de la misma restricción en todos los vectores de cointegración presupone que no existe ninguna otra posible relación de largo plazo, pero además de la PPA, dos relaciones de largo plazo más son teóricamente posibles. Su existencia implica que el hecho de hallar un vector de cointegración no significa necesariamente que éste se corresponda con el de la PPA.

(16) Véase Boswijk y Franses (1992). En especial, estos autores afirman, pág. 379, que "Los procedimientos usuales de selección de modelos no indican un apropiado número de retardos si el modelo únicamente proporciona una aproximación a la verdadera dinámica."

(17) Cheung y Lai (1993) examinan las hipótesis de proporcionalidad y simetría; debido a los grados de libertad del sistema para la primera es posible dejar vectores libres, pero no para la segunda.

La primera relación es una que vincula los precios domésticos con los extranjeros¹⁸ y en la que el tipo de cambio no tendría que estar presente necesariamente. Se producirá si el grado de apertura de ambas economías es suficientemente grande o están bien integradas, entre ellas o con el sistema económico internacional. La evolución pareja de los índices de precios¹⁹ se debería a procesos comunes que estarían operando en ambos países, ya sea por estar los dos en el mismo punto del ciclo económico (lo que se puede considerar como un proceso que actuaría en el corto plazo)²⁰, por estar produciéndose en estos países un proceso de terciarización o una evolución similar de los sistemas productivos (lo que constituye un proceso de largo plazo) o por producirse una coincidencia de objetivos de política económica, básicamente de control de la inflación²¹.

La segunda relación es la que puede establecerse entre uno de los índices de precios y el tipo de cambio y es mucho menos genérica que la anterior, pues sólo dejaría de ser espuria si se cumplen ciertas condiciones. Dos posibilidades deben ser consideradas. Una en la que los precios extranjeros estarían ausentes, esto tendría en cuenta la inflación doméstica importada a través del tipo de cambio. Cuanto más pequeña (por comparación con el otro país) y más abierta sea tal economía, más importancia tendrá este proceso, especialmente si las relaciones comerciales entre ambos países no son importantes para la economía pequeña (para la grande, por definición, no lo son), el país extranjero no es inflacionario y su moneda se usa para fijar precios a nivel internacional²². Otra, para una economía pequeña, abierta y no inflacionaria, en la que el índice de precios domésticos podría estar ausente; el tipo de cambio se determinaría principalmente por otros factores que no son considerados en el análisis (esto se relaciona con la hipótesis de exclusividad). En especial, esta situación se puede dar si existe algún vínculo entre la moneda del país pequeño y la moneda de un segundo país grande, cuya presencia distorsionaría la relación bilateral entre los dos primeros.

Así pues, encontrar un único vector de cointegración puede no ser la mejor recompensa para un investigador conocedor de sus implicaciones. Más aún, en un sistema de variables no estacionarias el número de vectores de cointegración puede ser interpretado como una medida de la estabilidad del sistema: cuanto mayor sea el número de vectores de cointegración, más estable será el sistema²³. La existencia de

(18) Genberg (1978), págs. 248-249, considera que "Factores que generan inflación en el extranjero podrían tender a transmitirse y por lo tanto a crear inflación doméstica más o menos simultáneamente."

(19) Davutyan y Pippenger (1990), pág. 237, escriben que "No hay evidencia de cointegración entre el tipo de cambio y los precios relativos. Sin embargo, los precios parecen estar cointegrados." Juselius (1995) también presenta evidencia de cointegración entre los índices de precios.

(20) Genberg (1978), pág. 255, dice que "...existe un espacio substancial para que las ratios de inflación diverjan...[pero esto no es así] si los ciclos en la actividad económica están sincronizados internacionalmente..."

(21) Artis y Nachane (1990) consideran que en el período 1979-87 se produce "...una fase (exitosa) de coincidencia a nivel global de políticas contrainflacionistas..."

(22) En este punto es importante considerar que tipo de cambio se está utilizando. Aquí se supone un tipo de cambio bilateral, utilizando el tipo de cambio efectivo esta relación no tendría sentido.

(23) Dickey y otros (1994) ofrecen una interpretación geométrica del número de vectores de cointegración encontrados en un sistema de variables endógenas no estacionarias que se expanden en R^3 . La ausencia de relaciones de largo plazo implica que las tres variables se mueven libremente en el espacio de R^3 , así pues, pueden divergir sin límites. La existencia de un único vector de cointegración implica que

un único vector de cointegración ligando el tipo de cambio a los precios, tal como es definido por la PPA, equivale a admitir que los precios domésticos y los extranjeros pueden divergir sin límites, lo que entra en contradicción con la idea de un sistema económico mundial cada vez más integrado.

5. TIPO DE CAMBIO, PRECIOS Y RELACIONES DE LARGO PLAZO

Un resultado general que se observa en la literatura analizada es que los artículos que usan el procedimiento de Johansen suelen detectar siempre al menos un vector de cointegración. De acuerdo con la bibliografía citada, cuando se aplica dicho método al estudio de la PPA en un contexto de múltiples países, los autores se suelen limitar a comprobar la existencia de cointegración y la validez de la hipótesis de proporcionalidad, es decir, no realizan contrastes sobre exogeneidad débil ni exclusión de largo plazo. El cuadro 2 presenta la evidencia sobre la existencia y clase de relaciones de largo plazo entre el tipo de cambio y los precios²⁴.

5.1. Resultados de los contrastes de cointegración

Usando el IPC se puede demostrar que existe una clara relación de largo plazo entre las tres variables estudiadas para todos los países, excepto para Dinamarca y Noruega, donde la evidencia no es clara. En el caso de Grecia, para cualquier número de retardos, no se consiguen residuos no autocorrelados; así pues, aunque se detectan algunos vectores de cointegración, el caso Grecia-EE.UU. no es considerado en el resto del análisis. Usando el IPI no se observan grandes cambios en los resultados, solamente tres países muestran una evidencia débil de relaciones de largo plazo, no resultando viable la obtención de residuos no autocorrelados en dos casos (Austria y Grecia). La mayoría de relaciones presenta los signos adecuados en los coeficientes de los vectores de cointegración no restringidos; de todas formas, interpretar vectores de cointegración con signos correctos como una evidencia en favor de la PPA [como hacen MacDonald (1993) y Chen (1995)] podría ser correcto solamente cuando existe un único vector de cointegración, pero no lo es cuando hay más de uno, como se discute más abajo.

Con el IPI aparece una interesante regularidad empírica, consistente en que los países para los cuales se detectan dos vectores de cointegración son o economías abiertas pequeñas (Dinamarca, Finlandia, Suiza y Suecia)²⁵, o altamente dependientes de bienes intermedios importados (España), o fuertemente relacionados con EE.UU. (Canadá). Sólo Bélgica con un vector de cointegración y el Reino Unido con dos parecen escapar de esta pauta. Esta divergencia se puede atribuir a que los países grandes tienen mayor autonomía que los pequeños a la hora de fijar sus precios industriales, su mayor tamaño les otorga una posición de dominio en un mayor número de

dos tendencias comunes están conduciendo el sistema; en tal caso, las variables están restringidas a moverse en un plano. Si hay dos vectores de cointegración, entonces hay una tendencia común y las variables se mueven siguiendo una línea. Como se puede comprobar, la estabilidad del sistema crece con el número de vectores de cointegración.

(24) Dado que la técnica empleada genera una gran cantidad de datos, los resultados de los diferentes contrastes no se muestran, pero pueden ser solicitados al autor.

(25) Aunque Holanda y Noruega son también economías pequeñas y abiertas, su condición de productores de petróleo podría explicar por qué solamente tienen un vector de cointegración.

Cuadro 2: RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN. PERÍODO: 1974:1 - 1994:3

País	Índices de Precios al Consumo							Índices de Precios Industriales						
	N.º de v.c. ^(a)	Propor. ^(b)	Sim. ^(b)	EX. D. s ^(b)	EX.L.P. s ^(b)	EX.L.P. p ^(b)	EX.L.P. p* ^(b)	N.º de v.c. ^(a)	Propor. ^(b)	Sim. ^(b)	EX. D. s ^(b)	EX.L.P. s ^(b)	EX.L.P. p ^(b)	EX.L.P. p* ^(b)
Alemania	2 (s)	A	A	-	-	-	-	1 (s)	-	-	A	A	-	-
Austria	1	-	-	-	A	-	-	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR
Bélgica	2 (s)	-	-	-	-	-	-	1 (d) (s)	-	A	A	A	M	M
Canadá	2	A	-	M	-	M	-	2 (s)	A	A	M	A	-	-
España	2 (s)	-	-	M	M	-	-	2 (s)	M	M	A	-	-	-
Dinamarca	2 (d) (s)	-	-	A	A	A	M	2 (d)	A	A	A	A	A	A
Finlandia	2	M	-	A	A	-	-	2 (s)	M	A	A	A	-	-
Francia	1 (s)	-	A	-	-	-	-	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND
Grecia	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR
Holanda	2 (s)	-	M	A	-	-	-	1	-	-	A	A	-	-
Irlanda	1 (s)	A	A	-	-	A	M	2 (d) (s)	-	-	A	A	-	-
Italia	2 (s)	-	A	A	-	-	-	1	-	-	A	A	-	-
Japón	2 (s)	-	-	A	-	-	-	1 (s)	-	-	-	-	-	-
Noruega	2 (d)	A	M	-	-	M	M	1 (s)	A	A	-	-	A	A
Portugal	1	-	-	M	M	-	-	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND
R. Unido	2	-	-	-	M	-	-	2	-	-	-	-	A	A
Suecia	1	-	-	-	-	-	-	2 (s)	A	A	-	-	M	M
Suiza	1	-	-	A	A	-	-	2	-	-	A	-	-	-

(a) El número de vectores de cointegración se obtiene a través del análisis conjunto de los estadísticos traza y Lambda-Max con un nivel de significatividad del 5% (los valores críticos vienen dados por Osterwald-Lenum (1992), cuadro 1). (d) hace referencia a una evidencia débil de relaciones de largo plazo entre el tipo de cambio y los precios. (s) hace referencia al hecho de que los coeficientes de los vectores de cointegración tienen el signo correcto.

(b) Propor. hace referencia a la hipótesis de proporcionalidad; Sim. a la hipótesis de simetría; EX. D. s a la hipótesis de exogeneidad débil del tipo de cambio; EX.L.P. s, EX.L.P. y EX.L.P. p* a las hipótesis de exclusión de largo plazo del tipo de cambio, precios domésticos y precios extranjeros respectivamente. "A" se usa para indicar que la hipótesis es aceptada; "M" cuando la evidencia es mixta y "-" cuando la hipótesis es rechazada. NR indica que los contrastes no se realizaron; ND, datos no disponibles.

sectores que los países pequeños que, a su vez, se ven obligados a mantener sus precios industriales (es decir, el precio de los productos comercializables) en línea con el de los Estados Unidos (que es el país usado como referencia). Esta evolución parece ser reforzada si la tecnología que emplean los países pequeños es “prestada” por los países grandes.

5.2. *Contrastes en el sistema de VAR*

La existencia de más de un vector de cointegración implica que la forma estructural que liga a las variables no puede ser recuperada [de los artículos analizados únicamente Johansen y Juselius (1992), Pérez y Vega (1994) y Juselius (1995) tienen en cuenta este hecho]. Cualquier combinación lineal de vectores de cointegración es también un vector de cointegración, con lo que una interpretación directa no es posible. Como ha sido señalado por Dickey y otros (1994), los vectores de cointegración provienen de un sistema donde todas las variables han sido consideradas conjuntamente endógenas. Siguiendo este razonamiento, no pueden ser interpretados como representando ecuaciones estructurales, un error frecuentemente cometido, porque, en general, no existe un camino directo desde la forma reducida a la estructural. Esto conduce a la necesidad de examinar hipótesis basadas en fundamentos económicos para descubrir cualquier posible relación estructural.

5.2.1. Resultados usando los Índices de Precios al Consumo

La hipótesis de proporcionalidad se acepta en cinco casos y la de simetría en seis²⁶. Un resultado extraño es que la hipótesis de simetría es rechazada para Canadá, aunque previamente la hipótesis de proporcionalidad había sido admitida, pudiendo ser la razón la falta de idoneidad (baja potencia) del contraste que impone la misma restricción a todos los vectores cuando hay más de un vector de cointegración presente.

En un segundo paso se examinan las hipótesis de exogeneidad débil y exclusión de la relación de largo plazo del tipo de cambio²⁷. Que el tipo de cambio sea débilmente exógeno significa que las variaciones del tipo de cambio no son explicadas por la relación de largo plazo existente entre precios y tipo de cambio y dada la alta volatilidad del tipo de cambio comparada con la de los precios (no cuando se compara con la volatilidad de otros activos), podría ser un resultado razonable.

Es interesante subrayar que la hipótesis de exogeneidad es fundamentalmente aceptada para países pequeños y muy abiertos. Solamente para dos países grandes, caracterizados por un crecimiento muy rápido durante el período estudiado, Japón e Italia, las variaciones del tipo de cambio no dependen de la relación de largo plazo entre precios y tipo de cambio. El hecho de que Japón haya crecido hasta convertirse en la segunda economía más grande del mundo y en el principal suministrador de ca-

(26) El hecho de que la hipótesis de simetría de la PPA funcione para Francia, Alemania e Italia vis-à-vis EE.UU. puede ser interpretado como que la PPA funciona entre estos tres países, lo cual se puede considerar como una evidencia de que la PPA opera dentro del Mecanismo de Cambios e Intervención del Sistema Monetario Europeo. En cualquier caso, si la PPA no funcionase entre dos países vis-à-vis un tercero, no implicaría que no pudiese funcionar entre los dos primeros.

(27) En el resto del análisis de los diversos contrastes efectuados se incluye a Dinamarca. Sin embargo, tomados conjuntamente estos contrastes indican que los vectores de cointegración detectados en el caso de Dinamarca son triviales, es decir, que la PPA no se cumpliría para Dinamarca, coincidiendo este resultado con el de Johansen y Juselius (1992).

pital podría justificar este resultado. Para Italia, su peculiar posición como un país inflacionario y miembro del Mecanismo de Cambio e Intervención del Sistema Monetario Europeo durante la mayor parte del período muestral podría explicar la exogeneidad débil del tipo de cambio Italia-EE.UU..

La exclusión de largo plazo ocurre para economías pequeñas y muy abiertas; esto concuerda con la presunción previa de que para tales países se podría esperar que existiese una relación de largo plazo uniendo solamente precios domésticos y extranjeros²⁸. Esta posibilidad es reforzada por los resultados del contraste anterior, donde para Dinamarca, Finlandia y Suiza cambios en el tipo de cambio podrían estar determinados por otros factores no incluidos en el análisis.

De esta forma se pone de manifiesto la importancia de estudiar en profundidad qué clase de relación de largo plazo se ha obtenido. La conclusión de que existe una forma débil de la PPA puede ser incorrecta. Huizinga (1987) fue el primero en dar cuenta de esta clase de resultados: al examinar la hipótesis de Balassa-Samuelson utilizando el método de Stock-Watson descubrió que existía una tendencia estocástica común al sistema formado por el tipo de cambio real y los índices de producción industrial de los países bajo estudio; sin embargo, esa relación de largo plazo se debía a la existencia de una tendencia común a los dos índices de producción, con lo que la hipótesis de Balassa-Samuelson quedaba rechazada²⁹.

El análisis se completa con la realización de los contrastes de exclusión de largo plazo del índice de precios domésticos y del índice de precios extranjero. Ambas restricciones se rechazan en la mayoría de las relaciones y con una elevada significatividad en el caso de EE.UU., lo que puede ser considerado como una prueba de la importancia que la política monetaria americana tiene a la hora de determinar el comportamiento del dólar vis-à-vis otras monedas en el largo plazo.

5.2.2. Resultados usando los Índices de Precios Industriales

Las hipótesis de proporcionalidad y simetría se aceptan en seis y siete casos respectivamente. La gran diferencia con los resultados obtenidos con los IPCs aparece cuando se examinan las hipótesis de exogeneidad débil y exclusión de largo plazo del tipo de cambio, ya que se aceptan en la mayoría de las ocasiones. Los resultados son más similares cuando se contrasta la exclusión de largo plazo de los precios domésticos y extranjeros. Una posible explicación para la exclusión de largo plazo de los precios de Noruega y Reino Unido (y en menor medida Dinamarca) vendría dada por el hecho de que estos países se vieron sometidos a una perturbación estructural de gran magnitud durante el período de estudio: la segunda crisis del petróleo les hizo productores.

5.3. Sensibilidad a la elección del número de retardos y del índice de precios

La sensibilidad a la elección de retardos puede ser definida de dos maneras: sensibilidad débil, implica que los resultados cambian a partir de un número determinado

(28) Officer (1976), pág. 49, constata que "Dada la dependencia de Canadá con respecto a la economía de EE.UU., una elevada correlación entre el nivel de precios canadiense expresado en dólares y el nivel de precios de EE.UU. es algo esperado independientemente de la validez de la teoría de la PPA.". Un fenómeno similar sería el que estaría operando aquí.

(29) Este resultado avalaría la hipótesis anteriormente expuesta de la existencia de una relación de largo plazo entre los índices de precios debido a una evolución similar de las economías.

de retardos permaneciendo constantes para más (o menos) retardos; sensibilidad fuerte, los resultados cambian de una forma irregular, en este caso una incorrecta selección puede tener un gran impacto en las conclusiones. La elección de diferentes números de retardos para modelar la dinámica de corto plazo del sistema no afecta a la potencia de los estadísticos para detectar cointegración, incluso cuando se producen desviaciones de errores normales e idéntica e independientemente distribuidos, lo que concuerda con los resultados de Gonzalo (1994).

Para algunos países (Canadá, Dinamarca, Irlanda y Noruega) se detecta sensibilidad débil cuando se examinan las hipótesis de proporcionalidad y simetría usando el IPC (para Italia hay sensibilidad fuerte), pero no con el IPI (quizás con las excepciones de España, Finlandia y Suecia). Es cuando se examinan las hipótesis de exogeneidad débil y exclusión de largo plazo del tipo de cambio cuando la sensibilidad fuerte se manifiesta más severamente³⁰, apareciendo sensibilidad débil cuando se estudia la exclusión de largo plazo de los índices de precios. Normalmente, los problemas de sensibilidad surgen en los casos donde están implicadas economías pequeñas. Katseli (1984) analiza la PPA usando un sistema de VAR y cuando estudia las funciones de impulso-reacción para los diferentes países también encuentra problemas para interpretar los resultados, especialmente en el caso de los países europeos pequeños.

Con ambos índices de precios se detecta más de un vector de cointegración en un gran número de casos [en contraste con Kugler y Lenz (1993), Serletis (1994) y, especialmente, MacDonald (1993) donde hay un único vector de cointegración en la mayor parte de las ocasiones]. Comparando los resultados obtenidos usando el IPC y el IPI, una vez que Austria, Francia y Portugal son excluidos para hacer el tamaño de la muestra igual, se observa que con el primero se detectan dos vectores de cointegración la mayoría de las veces, once de catorce países, contra ocho casos usando el IPI. A excepción de MacDonald (1993) que lo hace para seis países e In y Sugema (1995) que estudian la PPA tomando como referencia al dólar australiano, no se ha encontrado ningún estudio donde se analice la PPA usando el procedimiento de Johansen basándose en los IPCs y en los IPIs³¹, por lo que esto constituye una novedad. Tradicionalmente, cuando se estudia la PPA usando estos dos índices de precios, las diferencias entre los resultados (si las hay) estriban bien en la existencia o no de la relación de largo plazo, bien en la diferente velocidad de ajuste.

Aunque independientemente del índice de precios empleado siempre se encuentra al menos una relación de largo plazo, los contrastes posteriores parecen indicar una mayor relación entre los índices de precios al consumo y el tipo de cambio que entre éste y los índices de precios industriales. Por tanto, la interpretación monetarista de la PPA que ve al tipo de cambio real como el precio de un activo (y por ello aboga por usar un índice de precios amplio, como el IPC) encuentra un mayor soporte que la interpretación casseliana de la PPA como una condición de arbitraje de mercancías (y que por consiguiente propugna un índice de precios más sesgado hacia los bienes comercializables, como el IPI).

(30) Canadá, Irlanda, Portugal, España, Suecia, Suiza y en menor medida Reino Unido para la hipótesis de exogeneidad débil y exclusión de largo plazo del tipo de cambio cuando se usa el IPC; y España y en menor medida Noruega en el caso del IPI.

(31) Pérez y Vega (1994) incluyen ambos índices, si bien su análisis se restringe a seis países y no sigue la misma metodología aquí empleada.

5.4. Relación entre los errores de medición y el número de vectores de cointegración

Taylor (1988) y Patel (1990) demuestran cómo la existencia de errores de medición en los índices de precios imposibilita el cumplimiento de las hipótesis de proporcionalidad y simetría. El uso de índices de precios que recogen diferentes bienes o los mismos pero con diferentes pesos genera este tipo de problemas. Es decir, ambos autores distinguen entre los índices de precios a disposición del investigador y los índices de precios realmente adecuados, que en general no son observables. Sin embargo, en la literatura existente se encuentra evidencia a favor de la estacionariedad del tipo de cambio real. Ambas posibilidades son compatibles si consideramos la existencia de dos vectores de cointegración: uno referido al tipo de cambio y los precios y otro que únicamente liga a los precios.

La PPA se formula como:

$$s_t = \alpha p_t - \alpha^* p_t^* + \mu_t \quad [9]$$

donde μ_t es un término error que no tiene naturaleza de ruido blanco. El uso de índices de precios que no son los idóneos (p_t y p_t^*) hace que α y α^* difieran de la unidad. En concreto, si suponemos que $\alpha = (1 + \beta)$ y $\alpha^* = (1 + \beta^*)$, operando en [9] obtendríamos:

$$s_t - p_t + p_t^* = \beta p_t - \beta^* p_t^* + \mu_t \quad [10a]$$

es decir:

$$q_t = \tilde{\mu}_t \quad [10b]$$

donde q_t es el tipo de cambio real y $\tilde{\mu}_t$ es un término error. El estudio de la naturaleza estacionaria del tipo de cambio real implica el análisis del término error, si los índices de precios están cointegrados, entonces la combinación lineal ($\beta p_t - \beta^* p_t^*$) podría ser estable, es decir, estacionaria, incrementándose así las posibilidades de que q_t también lo sea.

Por consiguiente, cuando se usan índices de precios que no son los más adecuados, se debe esperar que los coeficientes de la ecuación [9] no sean los que predice la teoría, y para que el tipo de cambio real sea estacionario se debería esperar la existencia de un segundo vector de cointegración en la relación tipo de cambio-precios. Precisamente, el hecho de que muchos de los estudios que analizan la evolución del tipo de cambio real durante los años setenta y primera mitad de los ochenta determinen su no estacionariedad se puede entender dentro de este marco. Las políticas económicas divergentes que fueron la tónica a partir de la crisis del petróleo habrían generado una descoordinación en la evolución de los índices de precios observados (y empleados en los estudios econométricos) y debido a que no son los índices que realmente explican la evolución del tipo de cambio nominal se imposibilitaría el rechazo econométrico de la no estacionariedad del tipo de cambio real.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo y en concordancia con otros se encuentra que existe una relación de largo plazo entre los precios y el tipo de cambio nominal, si bien no se ajusta en la

mayoría de los casos a los valores esperados por la teoría de la PPA, pudiéndose justificar esta falta de sincronía debido a la existencia de errores de medición en los índices de precios y a los costes de transportes. De los sucesivos contrastes realizados se deduce que se produce un mejor cumplimiento de la PPA usando los índices de precios al consumo que los industriales, lo que implica que la política monetaria y la de tipo de cambio no se pueden disociar en el largo plazo; por tanto, una de las alegadas ventajas del sistema cambiario flexible, la independencia que otorga a la política monetaria, quedaría circunscrita al corto plazo.

La relación precios-tipo de cambio no es única, ya que cuando se usa el índice de precios al consumo en la mayoría de las ocasiones se detectan dos vectores de cointegración. Los contrastes realizados para extraer un significado económico a estos vectores revelan que una de las relaciones de largo plazo corresponde a la PPA mientras que la otra se puede atribuir a los precios entre sí. Esta ligazón entre los precios se puede explicar sobre la base del creciente consenso, fraguado a partir de la segunda crisis del petróleo, entre la autoridades económicas de los distintos países acerca de la necesidad de controlar la inflación. En la medida en que el control de la inflación se convierte en un objetivo común y prioritario de las políticas económicas se debe producir una relación de largo plazo entre los diferentes precios, aun cuando no se expresen en una moneda común. El caso extremo de esta coordinación de objetivos (que no necesariamente de políticas) lo constituye el Tratado de la Unión Europea, donde se exige un crecimiento reducido y no discrepante del índice de precios al consumo. Esta relación entre los índices de precios también se puede explicar por una evolución similar a lo largo del tiempo en el ciclo económico y por el proceso de crecimiento de los servicios que ha estado teniendo lugar en las distintas economías analizadas a lo largo de los últimos veinte años, ya que introduce un elemento común en la evolución de largo plazo de los precios de los países cuando estos se miden por un índice tan general como el IPC. En este sentido, los resultados son diferentes cuando se usan los índices de precios industriales, ya que no aparecen de forma generalizada dos vectores de cointegración. Este hecho se explicaría porque la presencia de bienes no comercializables es menor en estos índices que en los índices de precios al consumo y, además, los precios industriales no constituyen per se un objetivo de la política macroeconómica. La presencia de dos vectores de cointegración significa una mayor estabilidad del sistema de tipo de cambio nominal- precios y puede permitir compatibilizar los resultados de los trabajos que concluyen que el tipo de cambio real es estacionario con los de aquellos en los que, como en este artículo, la hipótesis de proporcionalidad no encuentra un apoyo claro.

Las hipótesis de simetría y proporcionalidad son aceptadas para los principales países europeos (Alemania, Francia e Italia). Esto significaría que para Europa como un todo vis-à-vis los EE.UU., la PPA funcionaría. En este caso, las quejas europeas sobre la política norteamericana de tipo de cambio (o sobre su ausencia) tienen una base razonable. Situaciones en las que el dólar se encuentre infravalorado frente a las divisas europeas implicarán que los productores norteamericanos dispondrán de una ventaja competitiva momentánea sobre los europeos. Teniendo en cuenta que la Unión Europea y los EE.UU. son los mayores importadores/exportadores del mundo, el hecho de que el dólar se encuentre temporalmente fuera de lo que sería su valor de equilibrio tiene efectos en las cuotas de mercado, tanto a nivel mundial como dentro de cada bloque.

Entre Japón y EE.UU. únicamente hay evidencia de la forma débil de la PPA y, además, los cambios en el tipo de cambio yen/dólar no dependen de la relación de largo plazo que liga el tipo de cambio a los precios. Esta diferencia entre Europa (como un todo) y Japón frente a EE.UU. tiene serias implicaciones económicas. El manejo de EE.UU. de su moneda para lograr una ventaja competitiva frente a Japón no sólo estará condenada al fracaso sino que tendrá efectos en terceros, es decir, Europa. De hecho, se puede obtener evidencia sobre esto en el comercio internacional, el comercio entre Europa y EE.UU. es mucho más sensible a las fluctuaciones del dólar que el comercio entre Japón y EE.UU.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ardeni, P.G. y Lubian D. (1991): "Is there trend reversion in purchasing power parity?", *European Economic Review*, vol. 35, n.º 5, págs 1035-1055.
- Artis, M.J. y Nachane, D. (1990): "Wages and prices in Europe: a test of the German leadership thesis", *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 126, n.º 1, págs. 59-77.
- Boswijk, P. y Franses, P.H. (1992): "Dynamic specification and cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, n.º 3, págs. 369-381.
- Caranella, G., Pollard, S.K. y Lai, K.S. (1990): "Cointegration between exchange rates and relative prices: another view", *European Economic Review*, vol. 34, n.º 7, págs. 1303-1322.
- Camarero, M. (1994): "Aportaciones empíricas recientes de la paridad de poder adquisitivo", *Revista de Economía Aplicada*, n.º 6, vol. 2, págs. 79-103.
- Cassel, G. (1918): "Abnormal deviations in international exchanges", *Economic Journal*, vol. 28, págs. 413-415.
- Chen, B. (1995): "Long-run purchasing power parity: evidence from some European Monetary System countries", *Applied Economics*, vol. 27, n.º 4, págs. 377-383.
- Cheung, Y.W. y Lai, K.S. (1993): "Long-run purchasing power parity during the recent float", *Journal of International Economics*, vol. 34, n.º 1/2, págs. 181-192.
- Culver, S.E. y Papell, D.H. (1997): "Is there a unit root in the inflation rate? Evidence from sequential break and panel data models", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 12, págs. 435-444.
- Davutyan, N. y Pippenger, J. (1990): "Testing purchasing power parity: some evidence of the effects of transaction costs", *Econometric Review*, vol. 9, n.º 2, págs. 211-240.
- Dickey, D.A., Jansen, D.W. y Thornton, D. L. (1994): "A primer on cointegration with an application to money and income", en B. Bhaskara Rao (ed.), *Cointegration for the applied economist*, Londres, MacMillan Press, págs. 9-45.
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987): "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, vol. 55, n.º 2, págs. 251-276.
- Frenkel, J.A. (1981): "The collapse of purchasing power parities during the 1970s", *European Economic Review*, vol. 16, n.º 1, págs. 145-165.
- Frenkel, J.A. (1978): "Purchasing power parity: doctrinal perspective and evidence from the 1920s", *Journal of International Economics*, vol. 8, n.º 2, págs. 169-191.
- Fuller, W.A. (1976): *Introduction to statistical time series*, New York, John Wiley.
- Genberg, H. (1978): "Purchasing power parity under fixed and flexible exchange rates", *Journal of International Economics*, vol. 8, n.º 2, págs. 247-276.
- Gaab, W., Granzol, M.J. y Horner, M. (1986): "On some international parity condition; An empirical investigation", *European Economic Review*, vol. 30, n.º 3, págs. 683-713.

- García Solanes, J. y Campoy, J.C. (1995): "La paridad de poder adquisitivo en la Unión Europea", *Revista de Economía Aplicada*, n.º 8, vol. 3, págs. 41-77.
- Gonzalo, J. (1994): "Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships", *Journal of Econometrics*, vol. 60, n.º 1/2, págs. 203-233.
- Huizinga, J. (1987): "An empirical investigation of the long-term behavior of real exchange rates", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 27, págs. 149-214.
- In, F. y Sugema, I. (1995): "Testing purchasing power parity in a multivariate cointegration framework", *Applied Economics*, vol. 27, n.º 9, págs. 891-899.
- Johansen, S. (1995): *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*, Oxford University Press.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1992): "Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, vol. 53, n.º 1/3, págs. 211-244.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990): "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration; With applications to the demand of money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, n.º 2, págs. 169-210.
- Johansen, S. (1989): "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, vol. 59, n.º 6, págs. 1551-1580.
- Johansen, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, n.º 2/3, págs. 231-254.
- Juselius, K. (1995): "Do purchasing power parity and uncovered interest rate parity hold in the long run?; An example of likelihood inference in a multivariate time-series model", *Journal of Econometrics*, vol. 69, n.º 1, págs. 211-240.
- Katseli, L.T. (1984): "Real exchange rate in the 1970s", en John F.O. Bilson y Richard C. Marston (eds.), *Exchange Rate Theory and Practice*, Chicago, The University of Chicago Press, págs. 281-320.
- Kim, Y. (1990): "Purchasing power parity in the long run: a cointegration approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 22, n.º 4, págs. 491-503.
- Krugman, P.R. (1978): "Purchasing power parity and exchange rates: another look at the evidence", *Journal of International Economics*, vol. 8, n.º 3, págs. 397-407.
- Kugler, P. y Lenz, C. (1993): "Multivariate cointegration analysis and the long-run validity of purchasing power parity", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 75, n.º 1, págs. 180-184.
- MacDonald, R. (1993): "Long-run purchasing power parity: is it for real?", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 75, n.º 4, págs. 690-695.
- Maeso Fernández, F. (1998): "Econometric methods and purchasing power parity: short- and long-run PPP", *próxima publicación en Applied Economics*.
- Manzur, M. (1993): *Exchange rates, prices and world trade; New methods, evidence and implications*, Londres, Routledge.
- Manzur, M. (1990): "An international comparison of prices and exchange rates: a new test of purchasing power parity", *Journal of International Money and Finance*, vol. 9, n.º 1, págs. 75-91.
- Mizon, G.E. (1995): "A simple message for autocorrelation correctors: Don't", *Journal of Econometrics*, vol. 69, n.º 1, págs. 267-288.
- Officer, L.H. (1982): *Purchasing power parity and exchange rates: Theory, evidence and relevance*, Londres, JAI Press.
- Officer, L.H. (1976): "Purchasing power parity theory: a review article", *IMF Staff Papers*, vol. 23, n.º 1, págs. 1-60.

- Osterwald-Lenum, M. (1992): "A note with fractiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics: four cases", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, n.º 3, págs. 461-472.
- Patel, J. (1990): "Purchasing power parity as a long-run relation", *Journal of Applied Economics*, vol. 5, n.º 4, págs. 367-379.
- Pérez Jurado, M. y Vega, J.L. (1994): "Paridad del poder de compra: un análisis empírico", *Investigaciones Económicas*, vol. 18, n.º 3, págs. 539-556.
- Pippenger, M.K. (1993): "Cointegration test of purchasing power parity: the case of Swiss exchange rates", *Journal of International Money and Finance*, vol. 12, n.º 1, págs. 46-61.
- Roll, R. (1979): "Violations of purchasing power parity and their implications for efficient international commodity markets", en M. Sarnat y G. P. Szego (eds.), *International Finance and Trade*, vol. 1, Cambridge (Massachusetts), Ballinger Publishing Company, págs. 133-176.
- Sosvilla Rivero, S. y Ngama, Y.L. (1991): "An empirical examination of absolute purchasing power parity: Spain 1977-1988", *Revista Española de Economía*, vol. 8, n.º 2, págs. 285-311.
- Serletis, A. (1994): "Maximum likelihood cointegration tests of purchasing power parity: evidence from seventeen OECD countries", *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 130, n.º 3, págs. 476-493.
- Sims, C.A. (1988): "Bayesian skepticism on unit root econometrics", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, n.º 2/3, págs. 463-474.
- Taylor, M.P. (1990): "Ex-ante purchasing power parity: some evidence based on vector autoregressions in the time domain", *Empirical Economics*, vol. 15, n.º 1, págs. 77-91.
- Taylor, M.P. (1988): "An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques", *Applied Economics*, vol. 20, n.º 10, págs. 1369-1381.

Fecha de recepción del original: abril, 1996

Versión final: abril, 1998

ABSTRACT

This paper studies the feasibility of purchasing power parity (PPP) as a long-run relationship, using quarterly data from twenty countries and two price indices. The econometric background of this study is one of cointegration in a context of autoregressive vectors. The different versions of PPP are defined, their economic implications stated and the relationship between the number of cointegrating vectors and the study of the real exchange rate established. The results support the existence of a long-run relationship between the nominal exchange rate and the price indices, although in the majority of occasions this relationship does not agree with the predictions of PPP theory. From the successive tests we deduce a greater support for the monetarist version of PPP, as well as the existence of a second cointegrating vector that is only linked to prices.

Keywords: purchasing power parity, cointegration, multivariate analysis.