

Câmbio e inflação no Mercosul*

Sidney M. Caetano[§]

Rosa Fontes^α

Marcelo A. Arbex[†]

RESUMO

O objetivo deste artigo é testar empiricamente a condição da Paridade do Poder de Compra (PPC) no Mercosul. Mais especificamente, pretende-se verificar se existe uma tendência de equilíbrio de longo prazo entre a taxa de câmbio e a diferença entre os índices de preços interno e externo utilizando-se a análise de co-integração desenvolvida por Johansen. Os dados são mensais e abrange principalmente o período da década de 90. Os resultados apresentados não validam a doutrina da PPC em sua versão absoluta e relativa, mas permitem inferir que os eventuais desajustes na paridade real das moedas foram seguidos por alguma medida corretiva no câmbio nominal, sem impedir demasiadamente a competitividade natural das economias.

Palavras-chave: teoria da paridade do poder de compra, Mercosul, cointegração.

ABSTRACT

This article empirically analyses the Purchasing Power Parity's condition in Mercosur. More specifically, it verifies if there is a long run equilibrium between the exchange rate and the internal and external price indexes difference using the cointegration analysis method developed by Johansen. Based on monthly data mostly related to the 90's, the results do not confirm the PPP theory in its absolute and relative versions. Although, they suggest that eventual misalignments in currencies real parity were followed by some nominal exchange rate corrective policy, without interfering too much in the countries natural competitiveness.

Key words: purchasing power parity theory, Mercosur, cointegration.

JEL classification: F15.

* Os autores agradecem os valiosos comentários dos pareceristas e do doutorando Alexandre Alves Porsse (UFRGS).

§ Mestrando do Departamento de Economia da UFRGS.

α Professora Titular do Departamento de Economia da UFV.

† Professor Assistente do Departamento de Economia da UFV e Doutorando na University of Illinois, EUA

Recebido em agosto de 2001. Aceito em janeiro de 2003.

1 Introdução

O fenômeno da globalização, a aceleração dos processos de abertura comercial nos anos 80 e 90, o sucesso da experiência européia com a integração de suas economias e a formação de blocos regionais de comércio, em curso em todos os continentes, têm criado um novo e fértil ambiente para diferentes estudos relacionados à integração econômica.

Desde a criação da Comunidade Econômica Européia foram formados vários blocos econômicos em diversas partes do mundo, como é o caso do Mercado Comum do Sul (Mercosul), composto pela Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai e originado a partir do Tratado de Assunção, em 1991.

Somando uma área total de cerca de 12 milhões de quilômetros quadrados, o Mercosul representa atualmente um mercado potencial de mais de 200 milhões de habitantes, sendo um dos principais pólos de atração de investimentos do mundo. Segundo Brasil (1999), entre 1991 e 1998, a corrente de comércio intra-regional quadruplicou, passando de US\$ 10,4 bilhões para US\$ 39,3 bilhões. O PIB do Mercosul quase duplicou, passando de US\$ 605 bilhões em 1991 para US\$ 1,135 bilhões em 1998, com o Brasil respondendo por praticamente 70% do total. O produto *per capita* subiu mais de 70%, cabendo à Argentina a liderança nesse indicador.

Uma condição necessária, embora não suficiente, para o aprofundamento do processo de integração no Cone Sul foi alcançada por todos os países do Mercosul e refere-se ao fim da inflação, cuja média caiu de 100% ao ano, em 1994, para 7% em 1998. Aprofundam-se, no entanto, as diferenças na condução das políticas internas e externas, exacerbadas pela convivência entre regimes distintos de câmbio. Além disso, a livre conversibilidade entre moedas e a possibilidade de abertura de conta bancária em dólar nos mercados argentinos, paraguaio e uruguaio tornam as reservas internacionais nesses países sensíveis a qualquer alteração na política cambial. Em situações de instabilidade, como atualmente se observa na Argentina, os agentes aumentam seus depósitos em dólar, pressionando ainda mais a moeda local.

A importância do comércio regional criou uma forte interdependência entre os países participantes, de modo que uma decisão tomada por um dos parceiros, principalmente Brasil e Argentina, tem um componente de contágio potencial para as demais economias. Os problemas recentes na Argentina e as conseqüentes turbulências nos mercados de capitais e de divisas brasileiros são exemplos dessa interdependência. Para que os países do Mercosul atinjam a integração definitiva e a maturidade de um bloco econômico é imprescindível que

seus membros avancem de forma substantiva rumo à coordenação das políticas macroeconômicas.

Apesar dos problemas econômicos enfrentados, o Mercosul é uma realidade, e esforços devem ser feitos no sentido de que ele evolua na direção de um genuíno mercado comum de bens e fatores. A coordenação e harmonização das políticas econômicas no âmbito do Mercosul são fundamentais para a sua consolidação, sendo essencial para um futuro processo de integração monetária com moeda única.

Um dos elementos essenciais à formação do mercado comum é a coordenação das políticas cambiais. O assunto já vem sendo tratado desde 1991, mas os progressos estão aquém do desejado. A gestão coordenada dessa política entre os países participantes visa garantir a paridade do poder de compra das moedas, para que não se produzam variações significativas nos níveis de competitividade das economias envolvidas. As flutuações nas paridades cambiais alteram permanentemente as condições de concorrência dentro do Mercosul e prejudicam as correntes de comércio e as decisões de investimentos com vistas ao mercado comum.

Bevilaqua (1997) analisa a relação entre a coordenação macroeconômica e a integração comercial nesse bloco. Ele confirma que a variabilidade da taxa de câmbio real teve um impacto negativo nos fluxos de comércio entre os países do Mercosul, sugerindo que a falta de coordenação macroeconômica é um importante impedimento para uma integração comercial mais profunda na região. A adoção de políticas monetárias e fiscais sustentáveis, em todos os países do Mercosul, seria, segundo ele, a melhor forma de coordenação entre eles.

A necessidade de uma melhor coordenação das políticas monetária e cambial é também enfatizada por Andrade *et al.* (2000). Utilizando análises de co-integração, os autores confirmam o relacionamento de longo prazo entre os movimentos de reservas internacionais e base monetária na Argentina, o que significa que esse país realmente abdicou de uma política monetária independente. No caso brasileiro, observa-se um relacionamento de longo prazo entre créditos domésticos e reservas internacionais, sugerindo que as Autoridades Monetárias possuem certo grau de independência na política monetária. Os resultados também revelam uma grande esterilização das reservas internacionais brasileiras, o que provavelmente exacerba os efeitos dos choques sofridos pelo Brasil nas demais economias do Mercosul.

Todos estes fatos refletem a importância de se fazer um estudo do comportamento da taxa de câmbio no Mercosul, procurando analisar a paridade do poder de compra.

Para Edwards e Savastano (1999), o conceito de taxa de câmbio real de equilíbrio ou de longo prazo associado à teoria da Paridade do Poder de Compra ou PPC, em suas diversas variantes, provou-se resistente ao tempo e às críticas. Eles apresentam uma extensa revisão de literatura sobre os trabalhos empíricos de PPC em países em desenvolvimento, suas principais características e resultados. A maioria desses estudos não confirma a hipótese de estacionariedade da taxa real de câmbio. Em outras palavras, a hipótese de PPC no longo prazo é rejeitada, em oposição às evidências empíricas favoráveis à PPC nos países industrializados. Os autores supracitados concluem que o conhecimento das propriedades das séries temporais de taxa de câmbio real dos países emergentes é muito restrito, não permitindo maiores conclusões sobre a validade da PPC nesses países sem pesquisas adicionais futuras.

Os resultados de Cheung e Lai (2000) são substancialmente diferentes para os países em desenvolvimento. Eles apresentam uma extensa análise econométrica da PPC com 94 países de diferentes graus de desenvolvimento e concluem que a reversão à PPC é mais facilmente observada entre os países em desenvolvimento do que entre os países industrializados. Em outras palavras, o uso de dados de países industrializados nos testes da PPC acarretam viés nos resultados, mas o viés é para baixo e não para cima, como se acreditava anteriormente.¹ Esse debate atual a respeito dos resultados da PPC nos países em desenvolvimento gera uma motivação adicional para uma aplicação da PPC nos países do Mercosul.

Este trabalho analisa o comportamento da taxa de câmbio para os países do bloco Mercosul, utilizando a teoria da PPC. Mais especificamente, procura-se verificar se as relações entre taxa de câmbio nominal e índices de preços dos países do Mercosul tendem ao equilíbrio no longo prazo, utilizando o estimador de máxima verossimilhança de Johansen.

Após essa introdução, o trabalho está organizado da seguinte forma: o próximo tópico descreve a teoria da Paridade do Poder de Compra. A seção 3 descreve a metodologia empírica. A seção 4 apresenta uma análise gráfica da teoria da PPC, enquanto a seção 5 mostra o teste empírico da PPC e discute os principais resultados. O tópico 6 apresenta as conclusões.

1 As evidências empíricas da teoria da PPC são provenientes, em sua maioria, dos países industrializados, dada a maior disponibilidade de dados de longo prazo nesses países. Com isso, surgiu na literatura o questionamento a respeito do viés, ou seja, se o suporte empírico favorável à PPC não seria exacerbado pelas evidências provenientes dos países industrializados. Para mais detalhes a esse respeito, ver Froot e Rogoff (1994).

2 Teoria da Paridade do Poder de Compra

Apesar da idéia básica da teoria da Paridade do Poder de Compra, ou PPC, ser antiga, foi somente na segunda década do século XX que ela se popularizou como peça importante na teoria da taxa de câmbio.²

O nome da teoria é uma boa descrição de seu conteúdo. Paridade significa igualdade e poder de compra se refere ao valor da moeda. Paridade do poder de compra implica que uma unidade de todas as moedas deve ter o mesmo valor real em todos os países.

A PPC assenta-se em um princípio conhecido como a lei do preço único. Esta lei afirma que um bem deve ser vendido pelo mesmo preço em todas as localidades. Caso isto não ocorra, então há oportunidade de lucro não-explorado. O processo de tirar vantagem das diferenças de preço em diferentes mercados é chamado arbitragem. Cabe destacar que é sob a hipótese de ausência de custos de transação, bens homogêneos, ausência de barreiras tarifárias e não tarifárias e informação perfeita que o preço de um bem em determinada moeda não pode diferir entre os diversos países.

Suponha que P_t^i e P_t^{i*} são os preços da i -ésima mercadoria no país e no exterior cotados nas suas respectivas moedas, e E_t^i a taxa de câmbio nominal definida como a taxa à qual se pode trocar a moeda de um país pela moeda de outro país. Se as hipóteses apresentadas anteriormente são verificadas, então a seguinte condição de equilíbrio deve ser respeitada para que não existam oportunidades de ganhos com a arbitragem de bens entre os países:

$$P_t^i = E_t^i P_t^{i*} \quad (1)$$

É necessário agora verificar como se dá o ajustamento para o equilíbrio representado na equação (1).³ Considere um índice de preços interno $P_t = f(P_t^1, \dots, P_t^i, \dots, P_t^n)$ e um índice de preços externo $P_t^* = f(P_t^{*1}, \dots, P_t^{*i}, \dots, P_t^{*n})$ compostos pela mesma cesta de mercadorias e

2 Cassel (1922) e Cassel (1928) são os principais trabalhos dessa época. Eles consolidaram a idéia da PPC como uma tendência de longo prazo da taxa de câmbio, sujeita a desvios temporários. Para uma análise histórica da PPC, ver Dornbusch (1992).

3 Sob o pressuposto de que os fluxos comerciais de bens são responsáveis pela maior parte das operações realizadas no mercado cambial, a arbitragem internacional terá fortes efeitos na determinação da taxa de câmbio nominal num regime de taxa de câmbio flexível, e no nível de reservas num regime de taxa de câmbio fixa.

com pesos iguais para cada uma das mercadorias. Se a lei do preço único prevalece em todos os instantes de tempo, então tem-se:

$$E_t P_t^* = P_t \Leftrightarrow E_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (2)$$

Aplicando-se o logaritmo neperiano em ambos os lados da equação (2), tem-se a versão absoluta da PPC, isto é:

$$e_t = p_t - p_t^* \quad (3)$$

onde e_t , p_t e p_t^* representam, respectivamente, o logaritmo neperiano da taxa de câmbio nominal, logaritmo neperiano do nível de preços interno e logaritmo neperiano do nível de preços externo no instante t .

De acordo com a teoria da PPC, a taxa de câmbio nominal entre duas moedas deve refletir os níveis de preços dos dois países.

Postulando a validade da lei do preço único, a versão relativa da PPC pode ser sintetizada pela seguinte equação:

$$\Delta e = \Delta p - \Delta p^* \quad (4)$$

A variação na taxa de câmbio nominal é igual à diferença entre as variações dos preços doméstico e internacional. Não é a inflação *per se* que causa a depreciação, mas a diferença da inflação ante os parceiros comerciais. Os eventuais desajustes na paridade real das moedas consideradas devem ser acompanhados de medidas corretivas no câmbio nominal, de forma a igualar a diferença entre as inflações doméstica e internacional.

Segundo Ratti (1985), apesar das críticas, inúmeros economistas afirmam que as variações nos níveis gerais de preços constituem o fator mais importante na determinação da taxa cambial. Assim, se os preços internos elevam-se por causa da inflação e se a taxa cambial permanece fixa, chega um momento em que as exportações diminuem, em virtude dos preços insuficientes em moeda nacional, e as indústrias nacionais não sobrevivem, diante da concorrência do produto estrangeiro. Em síntese, aplicações da teoria da PPC são particularmente úteis em países com problemas periódicos de inflação, que necessitam desvalorizar suas moedas de tempos em tempos.

Froot e Rogoff (1994), entre outros, ressaltam que as evidências mais convincentes da teoria da PPC são originárias de dados que têm, ainda que parcialmente, um período de taxas de câmbio fixas. Essa idéia parece compatível com Taylor (2000), que diz que a principal razão para o fracasso da PPC é a volatilidade da taxa nominal de câmbio. Os resultados de Cheung e Lai (2000) também confirmam o fato de que a reversão à paridade é mais facilmente observada em países com regimes de câmbio fixo. Em outras palavras, a natureza do regime monetário de um país parece influir substancialmente nos resultados empíricos de confirmação ou rejeição à teoria da PPC.

3 Metodologia empírica

Johansen (1988) propõe o método da máxima verossimilhança, tendo como objetivo testar a presença de mais de um vetor de co-integração, dada a limitação do método de Engle e Granger (1987).

Para melhor compreender a análise de co-integração, suponha a seguinte representação VAR irrestrita de um modelo de ordem k dada por:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_k Y_{t-k} + B X_t + \varepsilon_t, \quad (5)$$

onde ε_t é um vetor de erros gaussianos com média zero e variância Ω , X_t representa todas as variáveis deterministas do modelo e Y_t é um vetor de variáveis I(1).

Pode-se reescrever (5) como:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + B X_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

na qual $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^k A_j$ e $\Pi = \sum_{i=1}^k A_i - I$

Em (6), a dinâmica de curto prazo está representada pelas matrizes Γ_i ($i = 1, \dots, k$), enquanto a matriz Π sintetiza a relação de longo prazo existente entre as variáveis. Logo, averiguar o posto desta última matriz é essencial para pesquisar a ordem de integração e a

existência de co-integração entre as variáveis. Denominando-se por r o posto de Π , podem ocorrer as seguintes situações: i) o posto de Π é igual a zero, o que implica que todas as variáveis possuem ordem de integração 1, e não existe co-integração. Neste caso, o modelo indicado é um VAR em primeiras diferenças; ii) o posto de Π é igual a p , isto é, a matriz tem posto completo, indicando que Y_t é um processo estacionário e um modelo em nível é o mais apropriado; iii) $0 < r < p$, isto é, há co-integração, existindo assim r combinações lineares entre as variáveis estacionárias. Neste caso, pode-se decompor a matriz Π em duas outras matrizes ($p \times r$) de posto r que obedecem a $\Pi = \alpha' \beta$, onde a matriz β contém os vetores de co-integração e a matriz α contém os “pesos”

Para estimar por verossimilhança a matriz Π , Johansen e Juselius (1992) e Johansen (1996) sugerem regressar ΔY_t contra $\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-k+1}$ e Y_{t-1} contra $\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-k+1}$. Chamando-se de R_{0t} e R_{1t} os resíduos das regressões, e de $S_{i,j} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}'$, para $i, j = 0, 1$ a matriz que reúne as covariâncias de tais resíduos, pode-se estimar a matriz Π por meio de:

$$R_{0t} = \alpha \beta' R_{1t} + v_t \quad (7)$$

Este procedimento equivale a maximizar a seguinte função de verossimilhança:

$$L = -\left(\frac{T}{2}\right) \ln |\Omega| - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^T (R_{0t} + \alpha \beta' R_{1t})' \Omega^{-1} (R_{0t} + \alpha \beta' R_{1t}) \quad (8)$$

Impondo a normalização $\beta' S_{11} \beta = I$, a estimativa de máxima verossimilhança de β pode ser fornecida pelos autovetores do seguinte problema:

$$|\lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}| = 0 \quad (9)$$

Para um β conhecido, α pode ser estimado pela seguinte regressão:

$$\alpha(\hat{\beta}) = S_{01} \beta (\beta' S_{11} \beta)^{-1} = S_{01} \beta, \quad \text{onde} \quad \beta' S_{11} \beta = I \quad (10)$$

O valor da função de verossimilhança no ponto de máximo é dado por:

$$L_{\max}^{-\lambda/r} = |S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \hat{\lambda}_i) \quad (11)$$

A hipótese nula de que existem r vetores co-integrados é testada usando-se dois testes de razão de verossimilhança, conhecidos como teste do traço e do máximo autovalor. O primeiro testa a hipótese de existência de r contra, no máximo, n vetores co-integrantes. O segundo testa a hipótese da existência de r vetores co-integrantes:

$$\text{estatística do traço} \Rightarrow \eta = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i) \quad (12)$$

$$\text{estatística do máximo autovalor} \Rightarrow \xi = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (13)$$

4 Análise gráfica

O trabalho empírico inicia-se com algumas análises gráficas. Para isto, calculam-se, inicialmente, as variações percentuais mensais das desvalorizações nominais, bem como as dos preços para todos os países do Mercosul. Para tanto, compara-se a taxa de câmbio nominal de um mês qualquer com a taxa do mês anterior, a fim de se verificar o percentual de variação na taxa de câmbio nominal durante esse período. De forma semelhante, encontra-se a variação percentual mensal da inflação, durante o mesmo período, com base nos índices de preços utilizados, obtendo-se a diferença entre a inflação de um dos países membro do bloco Mercosul e a inflação americana.

Tomando-se a diferença entre o percentual de variação da taxa de câmbio nominal e o da diferença entre as inflações, obtém-se a variação percentual mensal (VPM). Isto é,

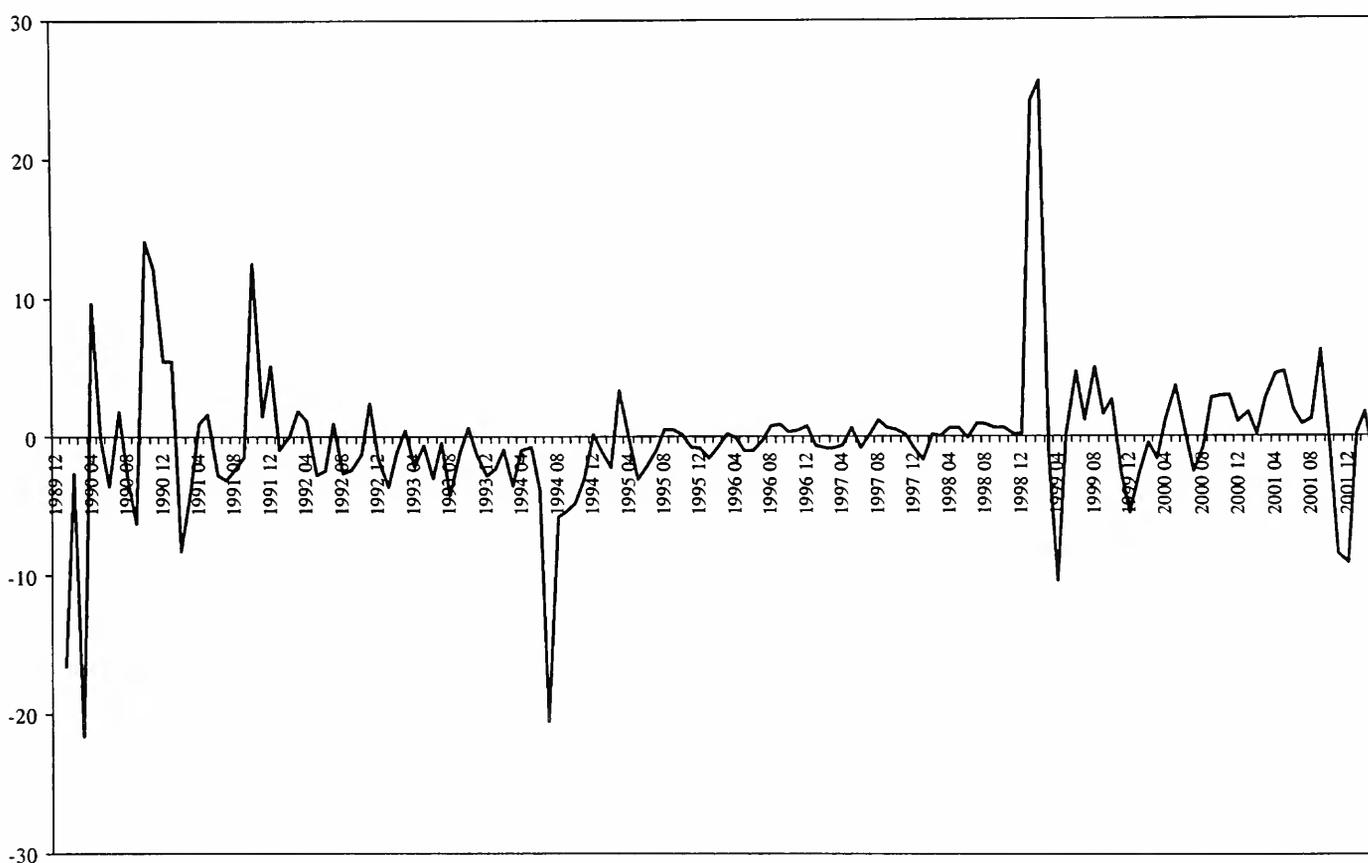
$$VPM = \left\{ \left[\frac{TC_t}{TC_{t-1}} - \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} - \frac{P_t^*}{P_{t-1}^*} \right) \right] - 1 \right\} * 100 \quad (14)$$

onde: VPM = variação percentual mensal; TC_t = taxa de câmbio nominal no mês t ; P_t = inflação doméstica no mês t ; P_t^* = inflação externa no mês t .

Uma vez obtida a variação percentual mensal em relação a cada um dos países em estudo,

elabora-se um gráfico para cada caso, com os pontos representativos dessa variação. Esses gráficos registram a evolução das variações percentuais mensais, com os valores positivos representando uma desvalorização ou valorização da taxa e câmbio nominal superior ao diferencial de inflação e os negativos uma desvalorização ou valorização inferior ao diferencial de inflação.

Figura 1
Variações Percentuais Mensais Calculadas pela Diferença entre as Variações Percentuais do Real/Dólar EUA e do Diferencial de Inflação do Brasil e EUA no Período de 1989/12 a 2002/03



Observa-se, na Figura 1, que apesar da maior parte das variações percentuais se encontrarem num intervalo de -5% a 5% , houve choques significativos no comportamento da VPM no período analisado, sendo o choque positivo após a crise do Brasil de janeiro de 1999 o de maior magnitude.

Percebe-se que as variações percentuais mensais referentes aos países Brasil e EUA mostram fortes oscilações em torno do eixo principal no período inicial da abertura comercial brasileira até o final do ano de 1991, quando passa a ter oscilações reduzidas. Este comportamento reduzido das oscilações se altera temporariamente após a implantação do Plano Real, retornando depois da mudança da banda cambial em 1995. Após a crise do Brasil

de janeiro de 1999, as oscilações voltam a crescer. Neste período pós-janeiro de 1999, o Brasil passa a adotar câmbio flutuante.

No que diz respeito às variações percentuais mensais da Argentina e EUA, que podem ser vistas na Figura 2, estas se mostram relativamente menores no seu período de análise. No entanto, elas revelam algumas oscilações anormais em torno do eixo principal a partir do início do ano de 89 até a implantação do Plano de Conversibilidade em 1991. Após este período as oscilações voltam a ficar próximas do eixo. A maioria das oscilações das variações percentuais mensais da Argentina apresenta menores afastamentos do eixo principal e, portanto, da paridade, ante as oscilações brasileiras, fato esse previsível, dada a opção Argentina pelo câmbio fixo na maioria do período analisado.

Figura 2
Variações Percentuais Mensais Calculadas pela Diferença entre as Variações Percentuais do Peso Argentino/Dólar EUA e do Diferencial de Inflação do Argentina e EUA no Período de 1986/01 a 2002/01

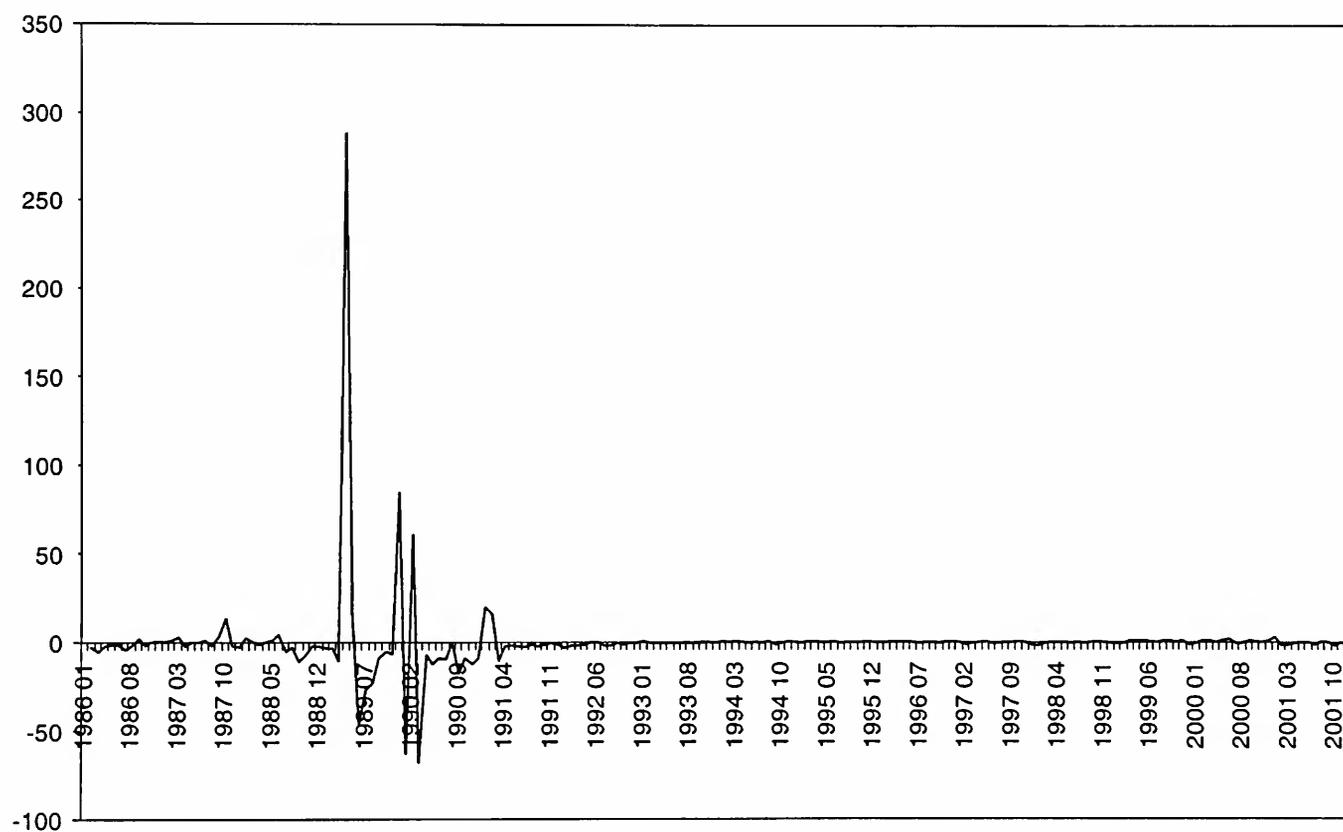
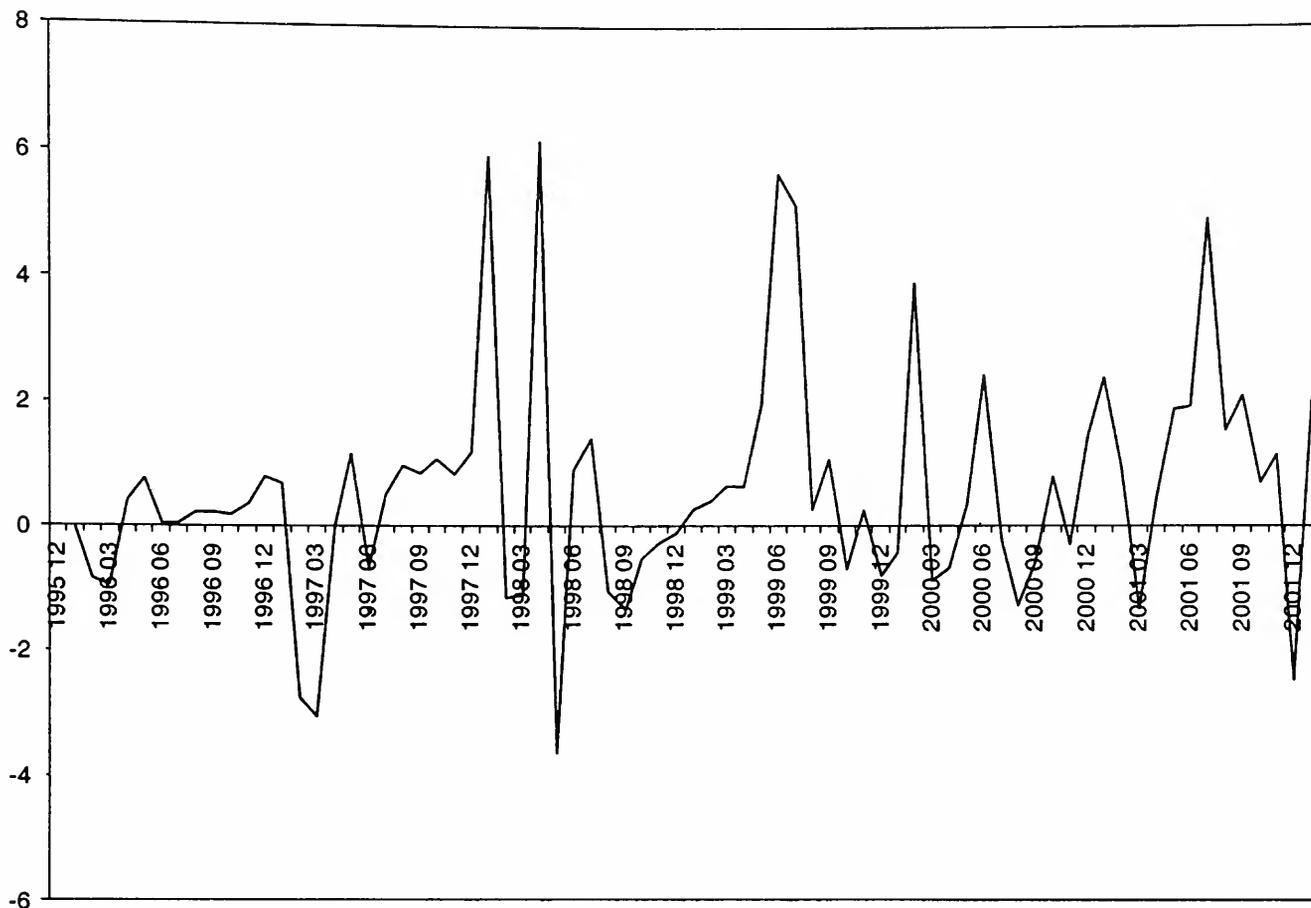


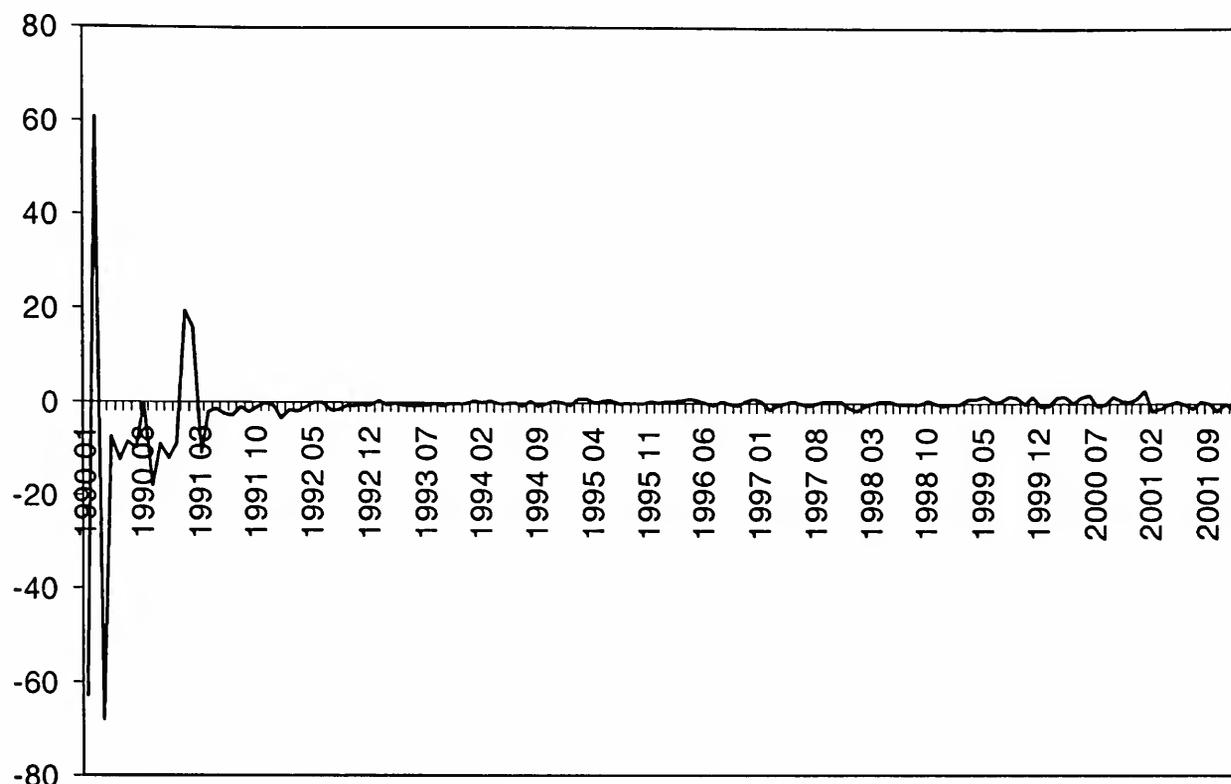
Figura 3
Variações Percentuais Mensais Calculadas pela Diferença entre as Variações Percentuais do Guarani/Dólar EUA e do Diferencial de Inflação do Paraguai e EUA no Período de 1995/12 a 2002/01



Quanto às variações percentuais mensais do Paraguai ante os EUA, observam-se (Figura 3) altas oscilações em todo o período de estudo, tendo as variações percentuais mensais positivas uma maior predominância e maiores valores em termos absolutos. Este fato pode estar possivelmente associado à maior fragilidade da economia paraguaia.

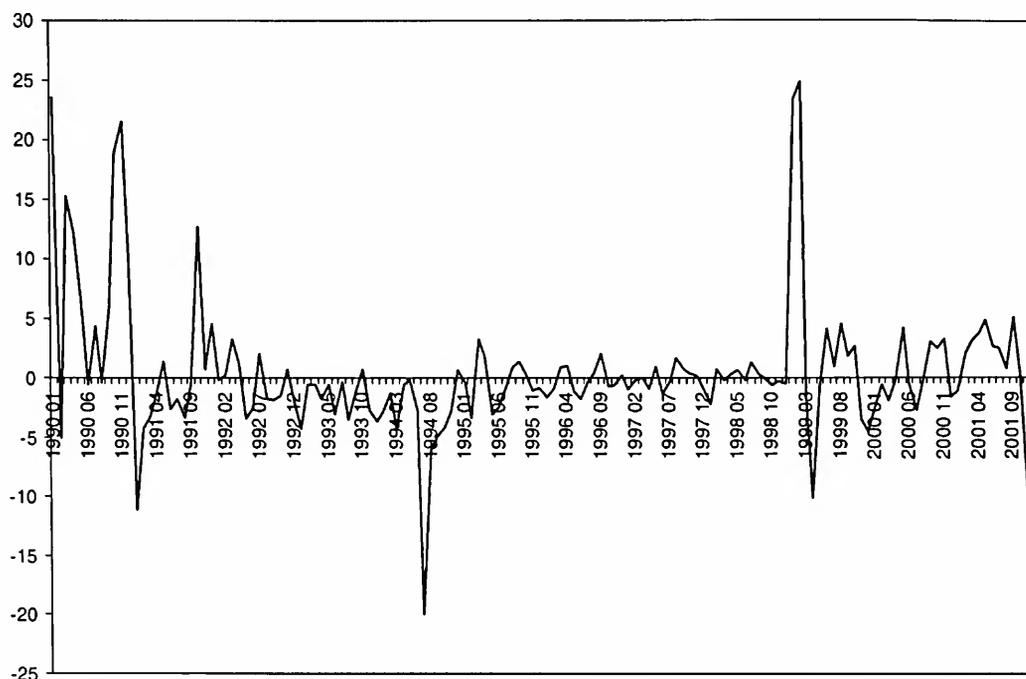
A Figura 4, a seguir, que se refere às oscilações das variações percentuais mensais do Uruguai ante os EUA, mostra que as oscilações maiores se deram apenas no período inicial e final de estudo, estando, assim, na maior parte do tempo, próxima do eixo principal. Este resultado sugere que a taxa de câmbio uruguaia é relativamente mais adequada para as correntes de comércio em comparação com os demais países do Mercosul.

Figura 4
Variações Percentuais Mensais Calculadas pela Diferença entre as Variações Percentuais do Peso Uruguaio/Dólar EUA e do Diferencial de Inflação do Uruguai e EUA no Período de 1990/01 a 2001/11



As variações percentuais mensais referentes aos países Brasil e Argentina, observadas na Figura 5, mostram fortes oscilações em torno do eixo principal no período inicial da abertura comercial brasileira e da dolarização da Argentina. No final do ano de 1991 até o início do ano 1999 estas oscilações se mostram relativamente reduzidas, tendo seu comportamento alterado apenas após a implantação do Plano Real, retornando novamente a uma menor oscilação depois da mudança da banda cambial em 1995. Com a crise do Brasil em janeiro de 1999, as oscilações voltam a aumentar, mas não na magnitude observada durante o período inicial da abertura da economia brasileira.

Figura 5
Variações Percentuais Mensais Calculadas pela Diferença entre as Variações Percentuais do Real/Peso Argentino e do Diferencial de Inflação do Brasil e Argentina no Período de 1989/12 a 2002/01



Em síntese, as variações percentuais mensais das taxas de câmbio dos países do Mercosul em relação aos Estados Unidos seguem diferentes comportamentos quanto às magnitudes dos desvios em torno do eixo principal. As que mais se aproximam são as oscilações da Argentina e do Uruguai, mostrando que as desvalorizações ou valorizações nominais superiores ou inferiores ao diferencial de inflação aconteceram quase que no mesmo período de tempo. Desta forma, as taxas de câmbio destes países ante os EUA estiveram em um nível mais equilibrado de comércio do que as do Brasil e, principalmente, as do Paraguai.

Já quando se analisam as variações percentuais mensais das taxas de câmbio entre as economias do Brasil e Argentina, percebe-se o mesmo comportamento das variações do Brasil ante os EUA, ou seja, nota-se uma clara instabilidade das oscilações do câmbio associada ao período inicial da abertura da economia brasileira nos anos 1990. Além disto, há três momentos importantes de desalinhamento: pré-dolarização da Argentina, pós-implantação do Plano Real e entre janeiro e abril de 1999, época da crise do Brasil.

Uma inferência que se deriva da maioria dos gráficos analisados é que as variações da taxa de câmbio nominal não compensaram as diferenças nas variações inflacionárias, uma vez que a VPM não apresentou uma linha horizontal de valor equivalente a zero. Esse resultado sugere, a princípio, que a teoria da PPC não se confirma para a maioria dos países do Mercosul nos períodos analisados.

Dando seguimento às análises, a próxima seção procura encontrar evidências empíricas acerca da existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a taxa de câmbio nominal e a diferença entre os índices de preços interno e externo para os países do Mercosul.

5 Evidência empírica da PPC

Esta seção visa testar empiricamente a validade da hipótese de paridade do poder de compra, em sua versão absoluta, para os países do bloco Mercosul. O período amostral varia conforme o país, ou seja, para o Brasil o período se estende de 12/1989 a 03/2002, para a Argentina de 01/1986 a 01/2002, para o Paraguai de 12/1995 a 01/2002, e para o Uruguai de 01/1990 a 11/2001. Ambas as variáveis, isto é, taxa de câmbio nominal e índices de preços, foram obtidas no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A razão entre os preços dos *tradables e non-tradables* é representada pela razão entre o índice de preços no atacado (IPA) para o país externo e o índice de preços ao consumidor (IPC) para o país doméstico.

Antes de se proceder ao teste de co-integração procurou-se analisar o comportamento de cada série aplicando-se o teste de raiz unitária e a medida de persistência de Cochrane, que se destinam à verificação da ordem de integração das séries em análise, ou seja, se elas são estacionárias ou não. Segundo Enders (1995), uma série temporal é dita fracamente estacionária quando seus dois primeiros momentos são constantes e a covariância entre dois valores da própria série em períodos distintos depende exclusivamente da distância temporal entre esses valores.

A Tabela 1 apresenta os resultados do teste de raiz unitária para as séries de tempo aqui analisadas. Estes indicam que as séries da diferença de preços e das taxas de câmbio nominal, independentemente do país ou da amostra considerada, são integradas de primeira ordem, ou seja, $I(1)$, sendo necessário diferenciar uma vez as séries para se obter a estacionariedade.

Como os testes de raiz unitária são extremos, no sentido de que apenas indicam se um componente *random walk* está presente ou não em determinada série, alguns autores o questionam. Por exemplo, segundo Cochrane (1988), os testes de raiz unitária são muito sensíveis à existência de um componente permanente pequeno, de tal forma que eles tendem a não rejeitar a hipótese nula.

Cochrane (1988) propõe uma medida de persistência não paramétrica baseando-se na variância das longas diferenças da série, a fim de captar o peso do componente *random walk*. A idéia por trás desta medida está no seguinte argumento: se a série é um *random walk* puro,

isto implica que a variância de suas k diferenças deve crescer linearmente com a diferença k , ou seja, $\text{var}(\Delta^k Y_t) = k\sigma_\varepsilon^2$; caso seja estacionária, a variância de suas k diferenças tende a uma constante, ou seja, $\text{var}(\Delta^k Y_t) \rightarrow 2\sigma_Y^2$. Este procedimento é mais adequado para se evitar a sensibilidade do teste de raiz unitária ADF.

Tabela 1
Teste de Raiz Unitária⁴ para os Países do Mercosul

Variáveis	Amostra	k	ADF
e - BRA/EUA	1989:12 - 2002:03	02	-0.7747
Δe - BRA/EUA	1989:12 - 2002:03	02	-3.3727**
(p - p*) - BRA/EUA	1989:12 - 2002:03	02	-0.5991
$\Delta(p - p^*)$ BRA/EUA	1989:12 - 2002:03	01	-3.6899**
e - ARG/EUA	1986:01 - 2002:01	04	-1.5189
Δe - ARG/EUA	1986:01 - 2002:01	01	-5.2006**
(p - p*) - ARG/EUA	1986:01 2002:01	02	-1.2336
$\Delta(p - p^*)$ ARG/EUA	1986:01 2002:01	01	-4.6997**
e - PAR/EUA	1995:12 - 2002:01	03	-2.9128
Δe - PAR/EUA	1995:12 2002:01	02	-2.2166*
(p - p*) - PAR/EUA	1995:12 - 2002:01	03	-1.9564
$\Delta(p - p^*)$ PAR/EUA	1995:12 - 2002:01	02	-3.0754**
e - URU/EUA	1990:01 2001:11	06	-2.9310
Δe - URU/EUA	1990:01 - 2001:11	05	-3.5088**
(p - p*) - URU/EUA	1990:01 - 2001:11	05	-3.1020
$\Delta(p - p^*)$ URU/EUA	1990:01 - 2001:11	05	-3.2049**
e - BRA/ARG	1989:12 - 2002:01	03	-0.4439
Δe - BRA/ ARG	1989:12 - 2002:01	01	-2.7220**
(p - p*) - BRA/ ARG	1989:12 - 2002:01	03	-1.7576
$\Delta(p - p^*)$ BRA/ ARG	1989:12 - 2002:01	00	-2.0256*

Obs.: * significativo a 5%; ** significativo a 1%; k número de defasagens selecionadas usando-se o critério de seleção t estatístico.

Com vistas a contribuir com o teste de raiz unitária ADF apresentados na Tabela 1, o presente trabalho aplica o teste na versão de Cochrane.

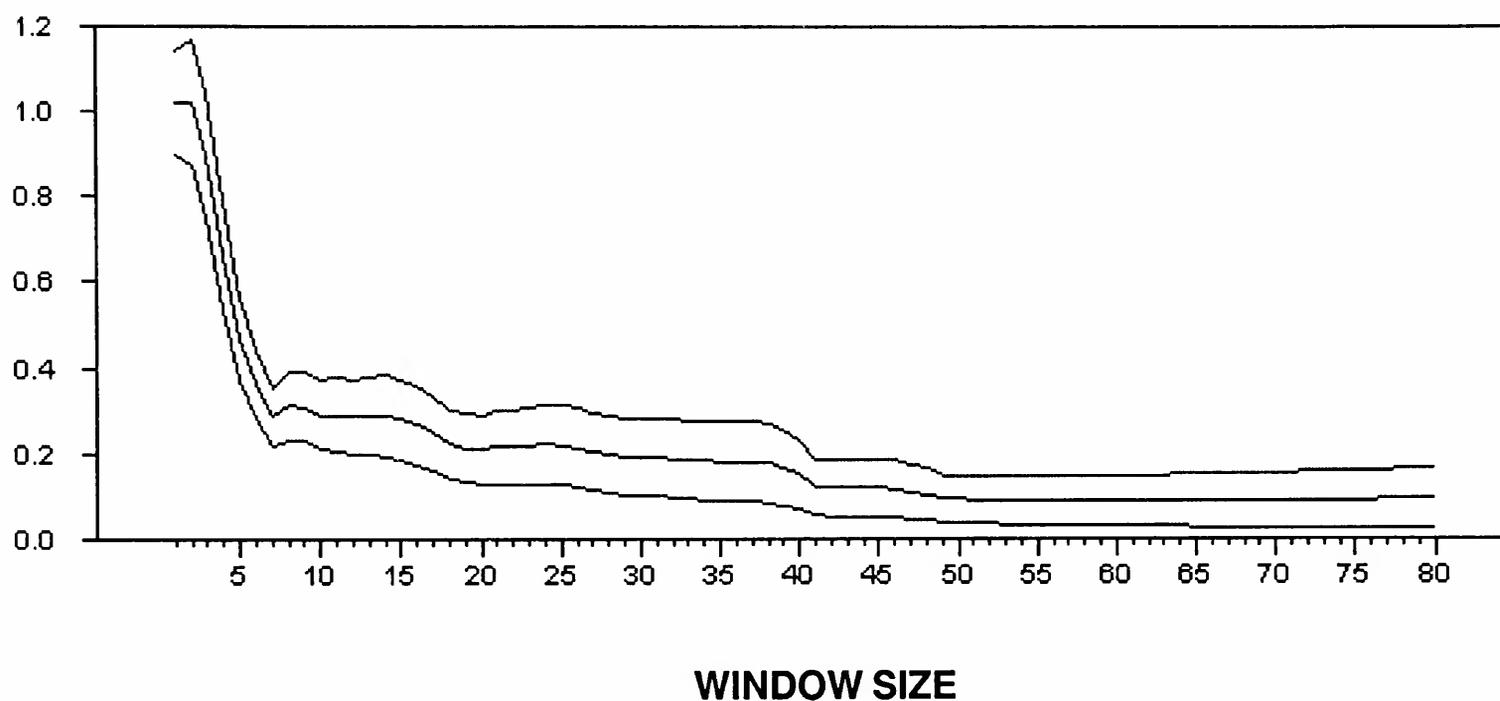
4 O teste DF e ADF podem ser vistos em Enders (1995). Para mais detalhes, ver Dickey e Fuller (1981) e Fuller (1976).

As medidas de persistência de Cochrane,⁵ mostradas nas Figuras de 6 a 15, além das Figuras que podem ser vistas no Apêndice, quantificam o efeito final de um choque de 1% sobre a trajetória de longo prazo das séries Δe e $\Delta(p - p^*)$, representativas dos países do Mercosul aqui estudadas. Ou seja, a medida de persistência responde em quantos períodos após a existência de uma inovação de 1% a variável ainda retém uma determinada porcentagem.

Em séries do tipo *random walk*, o grau de persistência é elevado e os choques são permanentes, enquanto que em séries estacionárias o grau de persistência é baixo e os choques são transitórios.

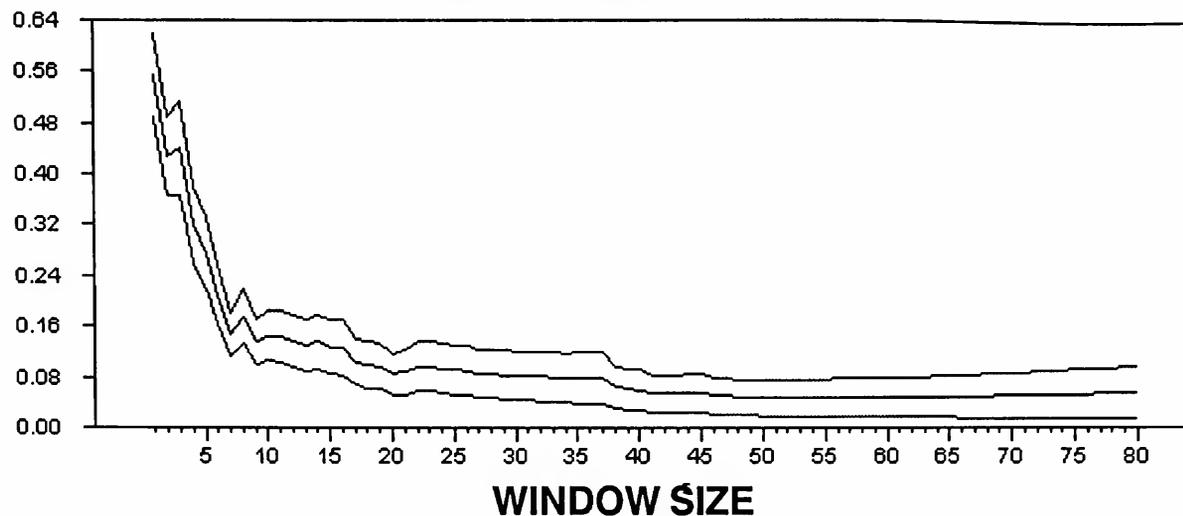
Figura 6
Medida de Persistência de Cochrane para a Série $\Delta(p - p^*)$ - ARG/EUA

VK +/- 1*SD
Séries: DPREAREUA



5 A medida de persistência de Cochrane foi aplicada somente nas séries em diferenças, uma vez que a discussão pertinente atém-se ao fato das séries serem I(1) ou I(2). As medidas foram calculadas pelos autores no programa RATS.

Figura 7
Medida de Persistência de Cochrane para a Série Δe - ARG/EUA
VK +/- 1*SD
 Séries: DCAMAREUA



Pode ser observado nas Figuras de 6 a 15 e nas Figuras do Apêndice que o valor da janela k , ou seja, o número de períodos no qual se calculou a persistência, foi escolhido para um máximo de 50% da amostra. A tendência para zero nestas Figuras parece óbvia. No entanto, as flutuações de algumas séries são parcialmente permanentes e parcialmente temporárias, isto é, elas podem ser modeladas como uma combinação de um passeio aleatório e de um componente estacionário. Apesar de os choques indicarem ser transitórios, as séries aqui analisadas apresentam particularidades interessantes quanto ao grau de persistência. Uma particularidade que se nota facilmente é a diferença do grau de persistência dos choques em cada série.

Figura 8
Medida de Persistência de Cochrane para a Série $\Delta(p - p^*)$ - BRA/EUA
VK +/- 1*SD
 Séries: DPREBREUA

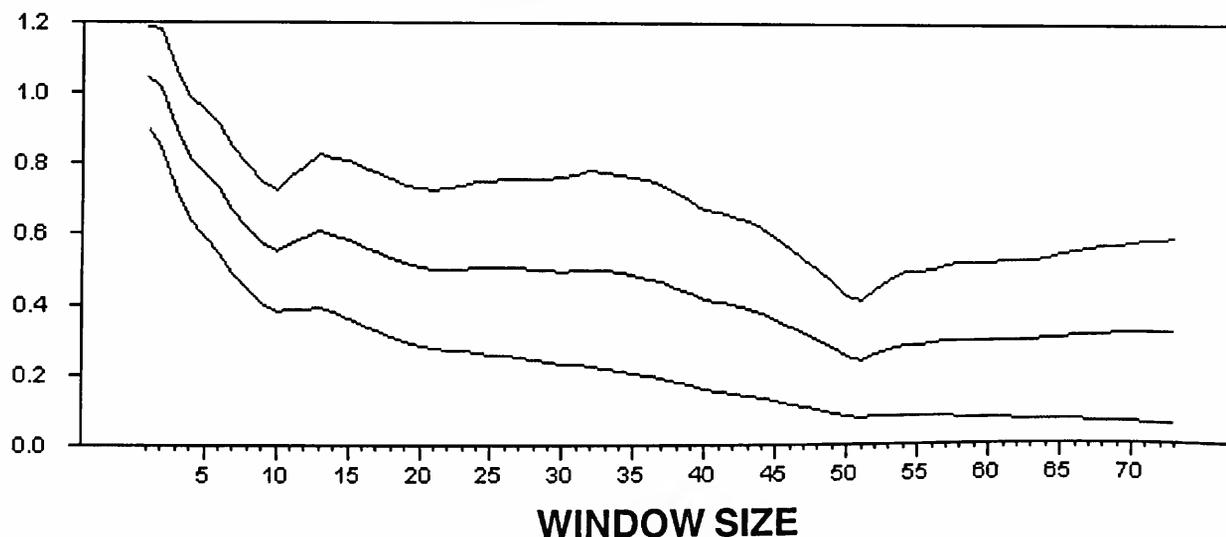
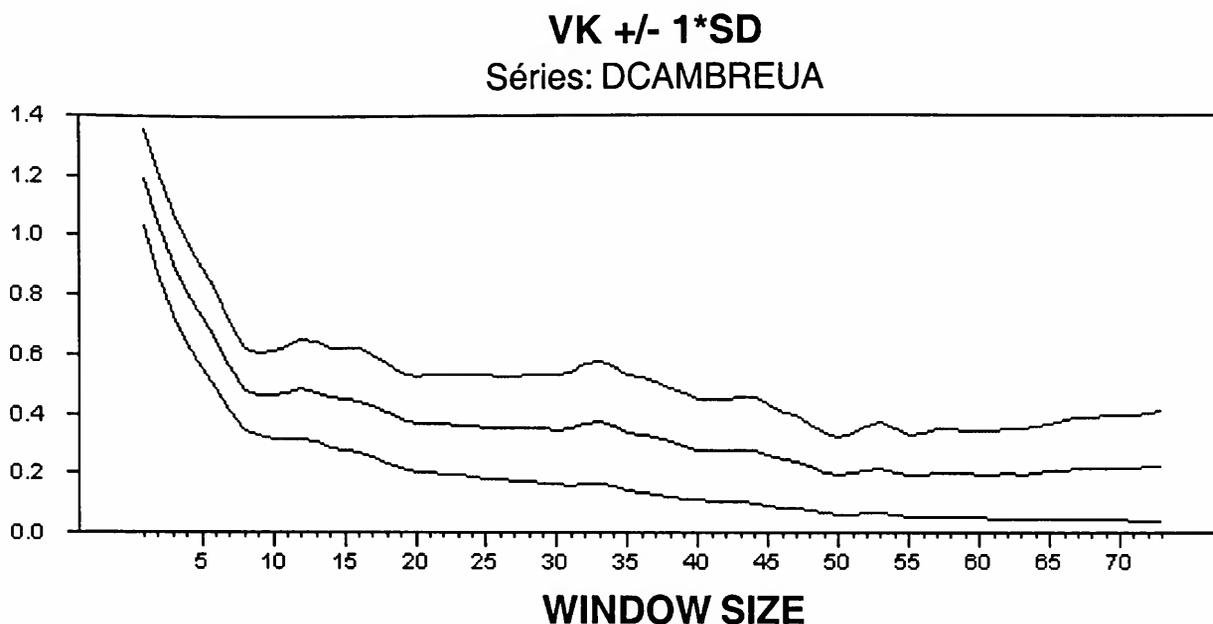


Figura 9
Medida de Persistência de Cochrane para a Série Δe BRA/EUA



No caso Argentina-EUA, o valor de $A(1)$ é 0,31 para a série $\Delta(p - p^*)$. Isto significa que uma inovação de 1% sobre o valor da diferença das inflações ainda influencia (de forma permanente) em 0,31% o valor desta taxa após 80 meses. Já os resultados sobre a série Δe revelam que 80 meses após a existência de uma inovação de 1% as variações da taxa de câmbio nominal ainda retêm 0,26%. Para a série $\Delta(p - p^*)$ de Brasil-EUA, o valor de $A(1)$ é 0,57, o que implica que uma inovação de 1% sobre o valor da diferença das inflações ainda influencia (de forma permanente) em 0,57% o valor desta taxa 73 meses depois. Já os resultados sobre a série Δe revelam que 73 meses após a existência de uma inovação de 1% as variações da taxa de câmbio nominal ainda retêm 0,48%.

Figura 10
Medida de Persistência de Cochrane para a Série $\Delta(p - p^*)$ - PAR/EUA

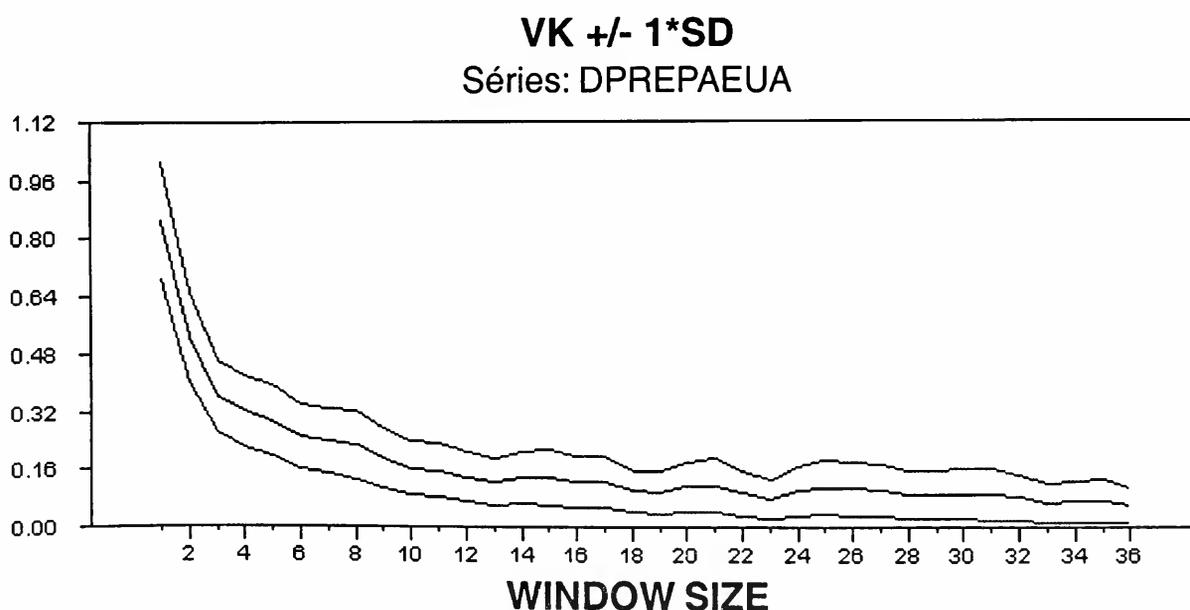
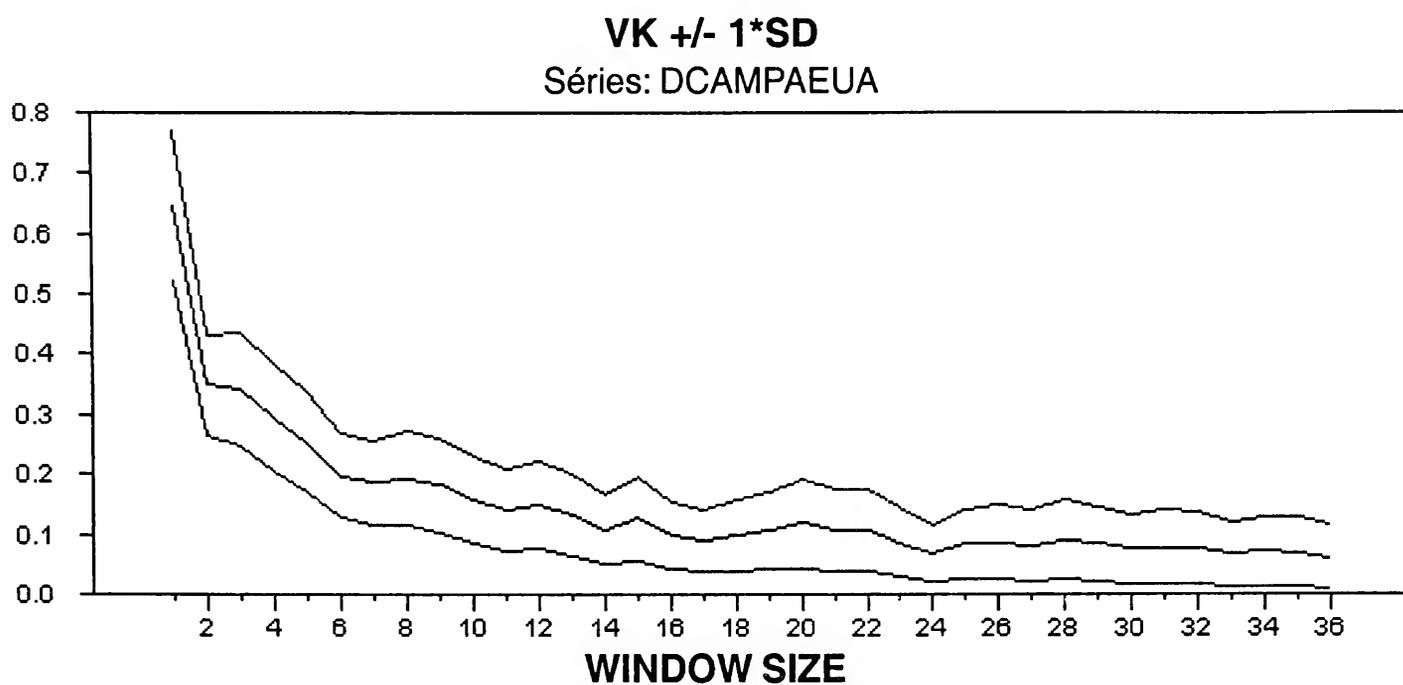


Figura 11
Medida de Persistência de Cochrane para a Série Δe - PAR/EUA



No caso Paraguai-EUA, o valor de $A(1)$ é 0,24 para a série $\Delta(p - p^*)$. Isto significa que uma inovação de 1% sobre o valor da diferença das inflações ainda influencia (de forma permanente) em 0,24% o valor desta taxa 36 meses depois.

Figura 12
Medida de Persistência de Cochrane para a Série $\Delta(p - p^*)$ - URU/EUA

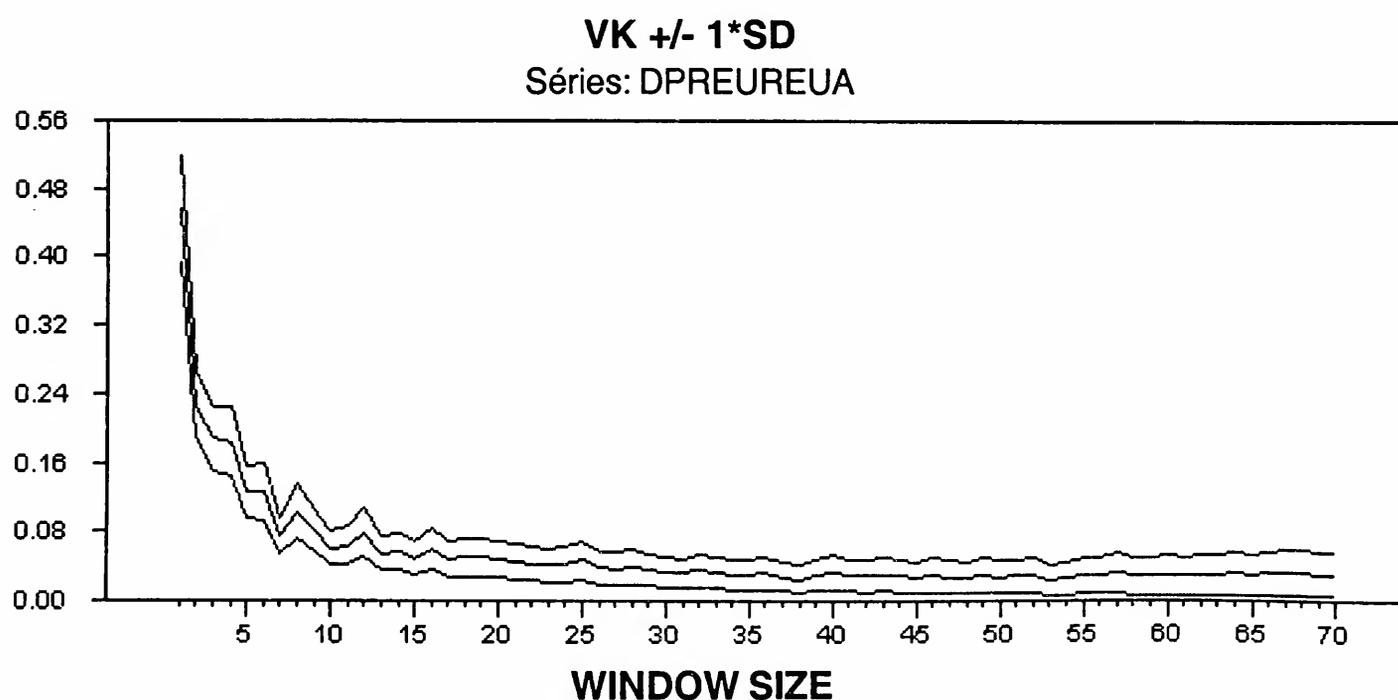
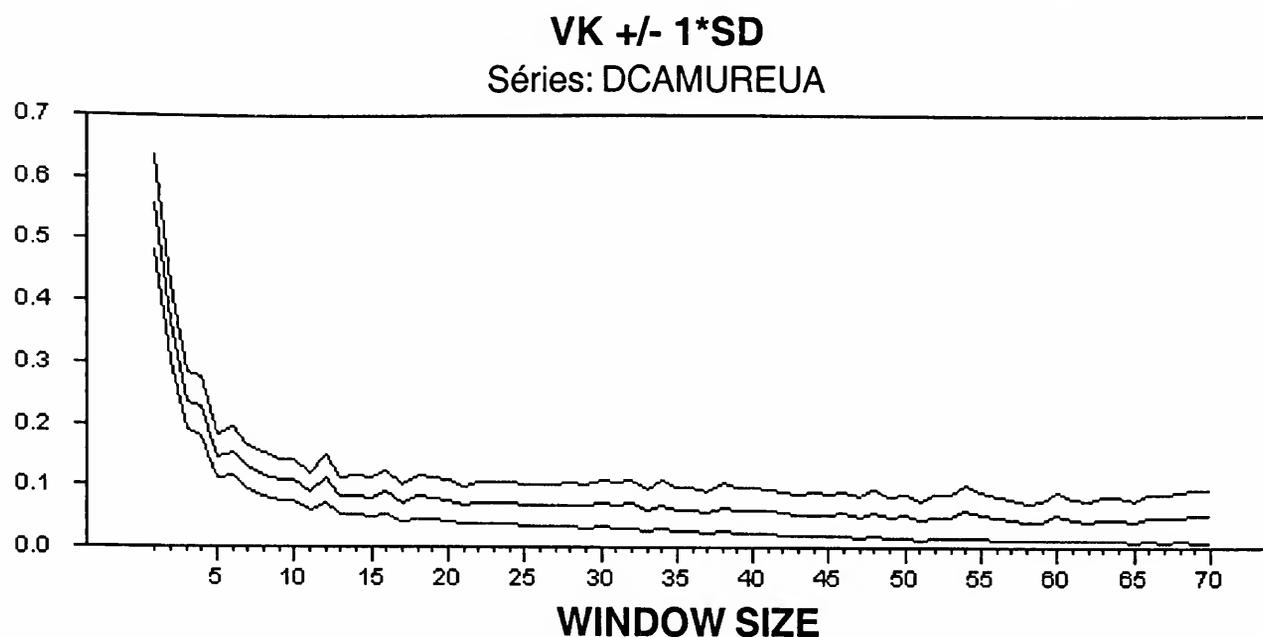


Figura 13
Medida de Persistência de Cochrane para a Série Δe - URU/EUA



Já os resultados sobre a série Δe revelam que 36 meses após a existência de uma inovação de 1% as variações da taxa de câmbio nominal ainda retêm 0,27%. Já para Uruguai-EUA, o valor de $A(1)$ é 0,21 para a série $\Delta(p - p^*)$. Isto implica que uma inovação de 1% sobre o valor da diferença das inflações ainda influencia (de forma permanente) em 0,21% o valor desta taxa 70 meses mais tarde. Já os resultados sobre a série Δe revelam que 70 meses após a existência de uma inovação de 1%, as variações da taxa de câmbio nominal ainda retêm 0,25%.

Figura 14
Medida de Persistência de Cochrane para a Série $\Delta(p - p^*)$ - BRA/ARG

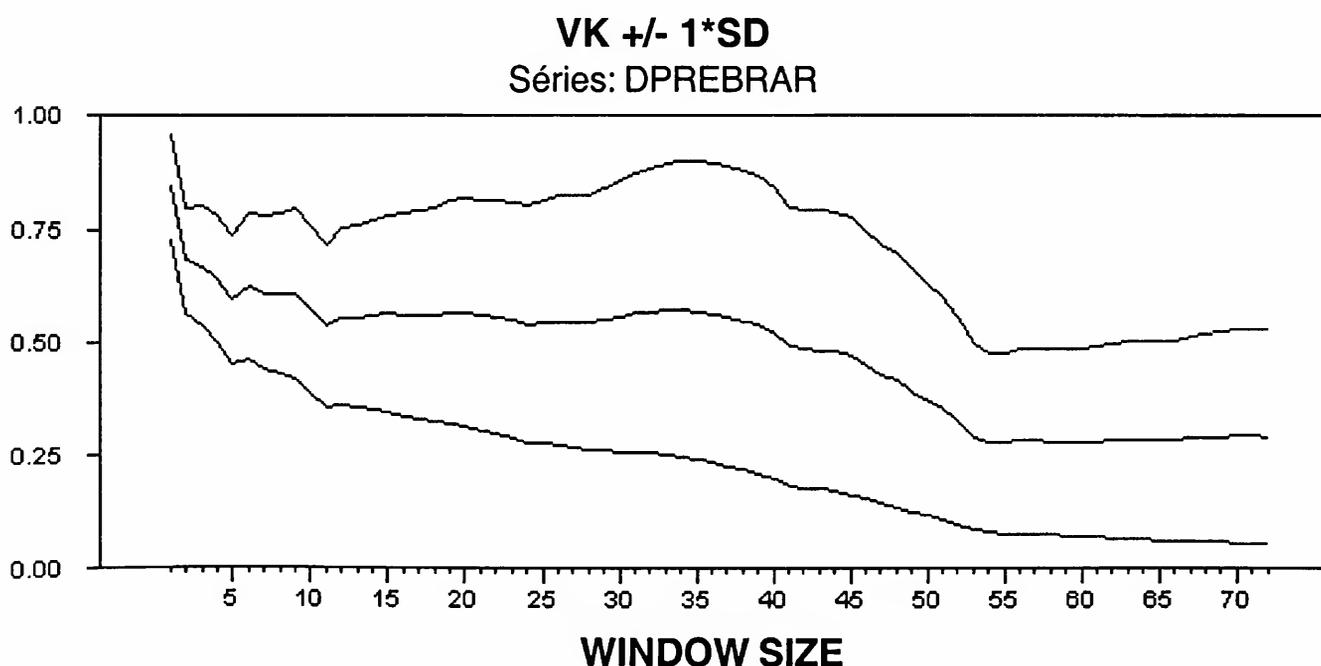
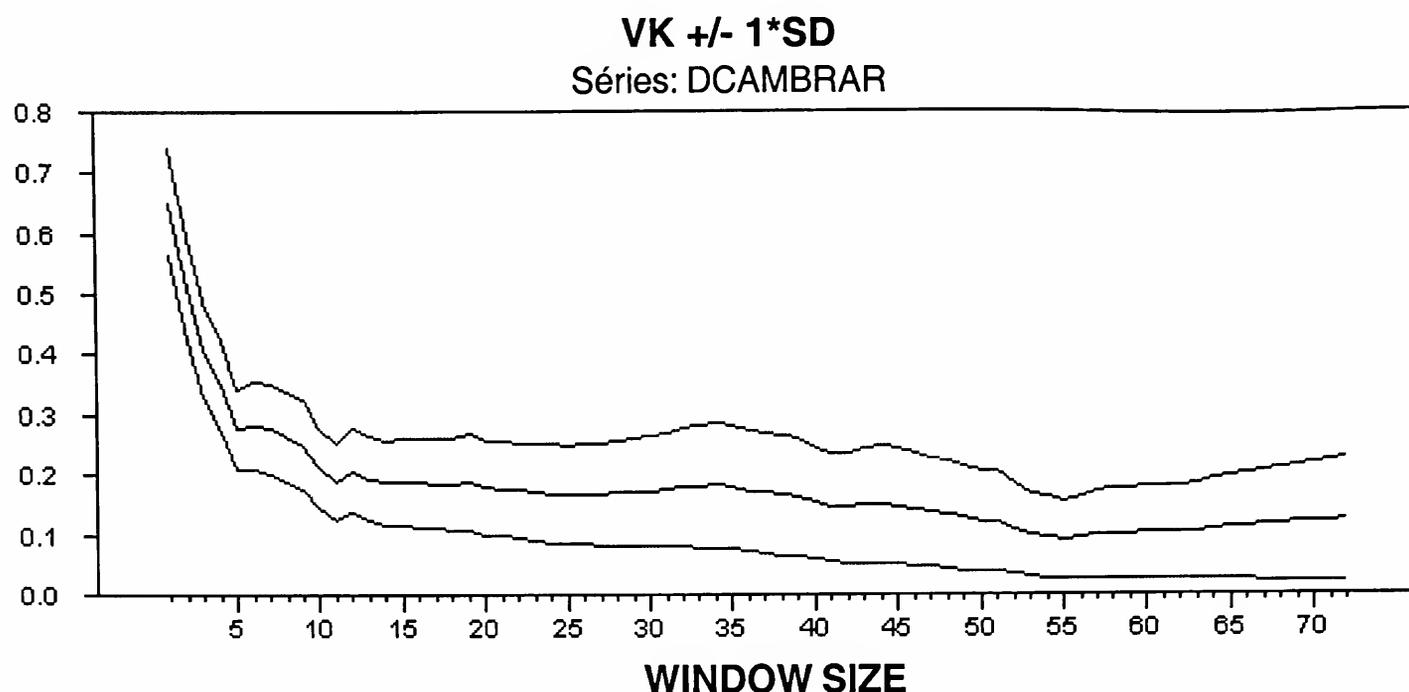


Figura 15
Medida de Persistência de Cochrane para a Série Δe - BRA/ARG



No caso Brasil-Argentina, o valor de $A(1)$ é 0,54 para a série $\Delta(p - p^*)$. Isto significa que uma inovação de 1% sobre o valor da diferença das inflações ainda influencia (de forma permanente) em 0,54% o valor desta taxa 72 meses depois. Já os resultados sobre a série Δe revelam que 72 meses após a existência de uma inovação de 1% as variações da taxa de câmbio nominal ainda retêm 0,36%.

As medidas de persistência de Cochrane calculadas indicam que as séries apresentam choques transitórios, mas ambas as séries do Brasil/EUA e a série $\Delta(p - p^*)$ da Argentina/EUA têm suas flutuações parcialmente permanentes e parcialmente temporárias, fato que permite modelá-las como uma combinação de um passeio aleatório e de um componente estacionário. Aparentemente, as séries do Brasil apresentam um grau de persistência mais elevado, comparativamente às de outros países do bloco. Nota-se também que os parceiros do Brasil absorvem seus choques mais rapidamente.

Seguindo, agora, o procedimento de Johansen e analisando-se as estatísticas do máximo autovalor e do traço constata-se, na Tabela 2, a ausência de vetor de co-integração para as séries referentes ao Brasil/EUA e Paraguai/EUA. Para as séries referentes ao Uruguai/EUA, tanto o teste do traço quanto o teste do máximo autovalor indicam a presença de um vetor de co-integração a 1% de significância. Já para as séries de Argentina/EUA, ambos os testes indicam a presença de dois vetores de co-integração a 1% de significância. Quando se testa Brasil/Argentina, tanto o teste do traço quanto o do máximo autovalor indicam a presença de

um vetor de co-integração a 1% de significância e dois vetores de co-integração a 5% de significância.

Tabela 2
Resultados do Teste de Co-integração de Johansen para os Países do Mercosul

Equações	Hipóteses	Autovalores	Estatística do Máximo autovalor	Estatística do Traço
	$p = 0$ (3)	0.0423	6.2325	11.2117
BRA/EUA	$p \leq 1$	0.0339	4.9792	4.9792
	$p = 0^{**}$ (7)	0.1574	31.6950	38.7743
ARG/EUA	$p \leq 1^{**}$	0.0375	7.0792	7.0792
	$p = 0$ (1)	0.0827	6.2202	6.9678
PAR/EUA	$p \leq 1$	0.0103	0.7476	0.7476
	$p = 0^{**}$ (1)	0.5029	98.5556	98.6661
URU/EUA	$p \leq 1$	0.0007	0.1104	0.1104
	$p = 0^{**}$ (2)	0.1382	21.2773	26.4593
BRA/ARG	$p \leq 1^*$	0.0355	5.1819	5.1819

Obs.: **, * implica rejeitar a hipótese nula a 1% e 5% de significância, respectivamente. (p) número de defasagens usadas no teste, selecionados pelos critérios de informação AIC, SC e HQ.

Os resultados da Tabela 2 permitem inferir que, para as equações Arg/EUA, Uru/EUA e Bra/Arg, existe uma relação entre a taxa de câmbio nominal e a diferença dos índices de preços interno e externo que tende ao equilíbrio de longo prazo.

De modo a reforçar os resultados encontrados do teste de co-integração, testa-se adicionalmente a hipótese de normalidade dos erros das equações da taxa de câmbio e diferencial de preços, uma vez que o teste proposto por Johansen fica bastante enfraquecido se os resíduos não são gaussianos.

A Tabela 3, a seguir, apresenta o resultado do teste de normalidade dos resíduos das equações, constatando-se que a suposição de resíduos gaussianos é violada em todas as equações. Mesmo com a introdução de *dummies* em diversos pontos não foi possível corrigir a normalidade dos resíduos, fato este que pode comprometer seriamente os resultados obtidos. Uma alternativa para se corrigir tal problema seria dividir o período em dois momentos, como fez Holland e Pereira (1999), possibilidade não aplicada nesse trabalho, dado que o período de tempo analisado ficaria bastante reduzido para análises de tendência de longo prazo.

Tabela 3
Testes Sobre os Resíduos das Equações para o Teste de Johansen

Equações		Jarque-Bera	Jarque-Bera ^d
BRA/EUA	Δ^e	291.55**	119.74**
	$\Delta(p - p^*)$	1595.12**	357.95**
ARG/EUA	Δ^e	33362.11**	187.05**
	$\Delta(p - p^*)$	138.725**	238.90**
PAR/EUA	Δ^e	93.42**	15.25**
	$\Delta(p - p^*)$	1.48*	1.289*
URU/EUA	Δ^e	102.84**	74.62**
	$\Delta(p - p^*)$	335.69**	321.27**
BRA/ARG	Δ^e	391.62**	301.87**
	$\Delta(p - p^*)$	299.50**	16.82**

Obs.: ** Rejeição a 1%. d – teste com as *dummies*.

Opta-se, então, alternativamente, por proceder ao teste da hipótese de paridade de poder de compra em sua versão relativa, quando a equação passa a assumir a seguinte forma log-linear:

$$\Delta e_t = \alpha + \beta \Delta(p_t - p_t^*) + v_t \quad (15)$$

onde Δe_t é a variação na taxa de câmbio nominal e $\Delta(p - p^*)$ é a diferença entre as variações dos preços domésticos e externos. Desta forma, espera-se que os eventuais desajustes na paridade real das moedas consideradas sejam acompanhados por medidas corretivas no câmbio nominal, de forma a igualar a diferença entre as inflações doméstica e externa. Ou seja, testa-se $\alpha = 0$, $\beta = 1$ e se v_t é um ruído branco, desde que as séries Δe_t e $\Delta(p - p^*)$ sejam estacionárias no nível, fato comprovado pela Tabela 1.

Apesar da equação (15) indicar a relação de dependência entre variação na taxa de câmbio nominal e o diferencial de inflação, aplica-se aqui o teste de causalidade de Granger para verificar se as informações passadas das diferenças de inflação ajudam a explicar o comportamento das variações na taxa de câmbio nominal.

O conceito de causalidade de Granger é relacionado às noções de precedência e poder explicativo. Suponha o modelo $Y_t = \alpha Y_{t-1} + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t$. Se neste modelo o poder explicativo é idêntico ao do modelo $Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$, então diz-se que X não causa, no sentido de Granger,

Y. A relação de precedência ocorre por utilizar defasagens de Y e X no teste, o que corresponde ao fato de que numa relação de causa e efeito a causa deve ocorrer temporalmente antes do efeito.

Tabela 4
Teste de Causalidade de Granger para os Países do Mercosul

Paridade	H ₀ : Hipótese nula	Estatística F	Probabilidade
BRA/EUA	Δe não causa Granger em $\Delta(p - p^*)$	9.00021	1.8E-06
	$\Delta(p - p^*)$ não causa Granger em Δe	5.28666	0.00055
ARG/EUA	Δe não causa Granger em $\Delta(p - p^*)$	87.3344	0.00000
	$\Delta(p - p^*)$ não causa Granger em Δe	8.67898	2.0E-06
PAR/EUA	Δe não causa Granger em $\Delta(p - p^*)$	2.54893	0.04833
	$\Delta(p - p^*)$ não causa Granger em Δe	1.08610	0.37155
URU/EUA	Δe não causa Granger em $\Delta(p - p^*)$	1.64941	0.16580
	$\Delta(p - p^*)$ não causa Granger em Δe	4.95293	0.00095
BRA/ARG	Δe não causa Granger em $\Delta(p - p^*)$	4.84860	0.00111
	$\Delta(p - p^*)$ não causa Granger em Δe	2.70001	0.03337

Obs.: dados obtidos pelos autores no Eviews 4.

Como pode ser observado na Tabela 4, o teste de causalidade de Granger mostra que a relação é bidirecional para as equações Bra/Eua, Arg/EUA e Bra/Arg, enquanto para a equação Par/EUA é a variação da taxa de câmbio nominal que causa Granger no diferencial de inflação, e para a equação Uru/EUA é o diferencial de inflação que causa Granger na taxa de câmbio nominal.

Apesar das equações Bra/EUA, Arg/EUA e Bra/Arg indicarem uma relação bidirecional, todas as estimativas posteriores da versão relativa da paridade do poder de compra se deram apenas na direção indicada pela equação (15).

A estimativa da PPC relativa permite inferências mais precisas a respeito do comportamento das taxas de câmbio dos países do Mercosul ante o diferencial da inflação doméstica e externa. As equações estimadas podem ser vistas na Tabela 5.

Em todas as regressões estimadas procurou-se analisar os problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade por meio dos testes LM de Breusch-Godfrey e ARCH para diversas

ordens. Os que se mostraram com problemas, como foi o caso das equações da Arg/EUA e Bra/Arg, principalmente no que diz respeito ao teste ARCH, a correção foi feita controlando-se a variância de acordo com o modelo GARCH (*Generalized Autoregressive Conditionally Heteroscedastic Model*) proposto por Bollerslev (1986), que generalizou o modelo ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) proposto por Engle (1982). Segundo Engle, é possível modelar simultaneamente a média e a variância de uma série quando esta não é constante ao longo do tempo. Estes modelos permitem que a variância condicional seja modelada como um processo ARMA.

Tabela 5
Estimativa da Versão Relativa da Paridade do Poder de Compra
para os Países do Bloco Mercosul

Coeficientes	α	β	\bar{R}^2	F	Teste LM NR^2	Teste ARCH NR^2
PPC Relativa BRA/EUA	0.004 (0.0038) ^{NS}	0.93 (0.024)**	0.91	511.94**	7.39 (0.12) ^a	6.46 (0.17) ^a
PPC Relativa ARG/EUA	0.002 (0.0004)**	0.99 (0.0152)**	0.57	52.27**		4.95 (0.29) ^a
	Equação da variância $\sigma_t^2 = 2.96E - 05 + 4.34\varepsilon_{t-1}^2 + 0.063\sigma_{t-1}^2$ (7.16E-06)** (0.296)** (0.0117)**					
PPC Relativa PAR/EUA	0.007 (0.1119)**	0.445 (0.1448)**	0.42	18.04**	0.75 (0.86) ^a	0.97 (0.91) ^a
PPC Relativa URU/EUA	0.006 (0.0013)**	0.62 (0.0409)**	0.63	61.75**	1.84 (0.60) ^a	6.05 (0.20) ^a
PPC Relativa BRA/ARG	0.008 (0.0052) ^{NS}	0.91 (0.0264)**	0.79	111.52**		0.24 (0.99) ^a
	Equação da variância $\sigma_t^2 = 0.002 + 0.49\varepsilon_{t-1}^2 + 0.47\varepsilon_{t-2}^2 - 0.33\sigma_{t-1}^2$ (0.00047)** (0.1719)** (0.1233)** (0.2629) ^S					

Obs.: () desvio padrão; **, * significativo a 1%, 5%; NS não significativo a pelo menos 5%; a - implica probabilidade para 3 e 4 lags, respectivamente.

As estimativas das regressões mostram, no que diz respeito ao coeficiente de determinação ajustado, que a variável diferencial de inflação explica boa parte das variações na taxa de câmbio nominal.⁶ Os coeficientes de determinação ajustados de maior valor foram observados

7 Algumas *dummies* pontuais foram introduzidas para se obter os resultados da Tabela 6. Seus coeficientes estimados foram: 07/1994 (-0.15) e 01/1999 (0.21) para Brasil/EUA; 04/1998(0.054) e, 07/2001(0.051) para Paraguai/EUA; 12/1989 (0.62) para Arg/EUA; 09/1990 (-0.037), 08/1993 (-0.036) e 10/1994 (-0.028) para Uruguai/EUA, sendo as *dummies* significativas a 1%.

nos casos de Bra/EUA e Bra/Arg. A estatística F rejeita, para todas as equações analisadas, a hipótese de que os coeficientes são nulos, com 1% de significância.

De acordo com a teoria da PPC, a paridade existiria para todas as moedas do Mercosul se os coeficientes $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$ fossem estatisticamente iguais a 0 e 1. Embora isso não tenha ocorrido literalmente, os resultados permitem, ainda assim, algumas inferências interessantes.

Apesar do coeficiente $\hat{\alpha}$ de todas as equações se mostrar próximo de zero, estando assim de acordo com a teoria, houve a necessidade de introduzir variáveis *dummies* pontuais, fato previsível pela análise gráfica e, principalmente, pelas mudanças políticas e econômicas ocorridas nos principais países do Mercosul no período em estudo.

Com relação ao coeficiente $\hat{\beta}$ das equações, ressalta-se que eles foram, em parte, coerentes com a teoria e os que mais se aproximaram da hipótese da PPC foram os referentes ao Brasil e Argentina. Isto permite inferir que os eventuais desajustes na paridade real das moedas foram acompanhados por alguma medida corretiva no câmbio nominal, sem impedir demasiadamente a competitividade natural destas economias.

6 Conclusões

A coordenação cambial entre os países do Mercosul é uma condição imprescindível para que a integração econômica avance no Cone Sul e possa, eventualmente, seguir os passos europeus.

Com a aplicação da teoria da Paridade do Poder de Compra procurou-se verificar o comportamento da taxa de câmbio dos países do bloco Mercosul, observando se as desvalorizações ou valorizações cambiais têm tomado por base o diferencial de inflação da moeda nacional ante a moeda externa. Os resultados das análises gráficas e econométrica não validam a hipótese da PPC em sua versão absoluta e relativa para os países do bloco, ou seja, que as desvalorizações cambiais acompanharam *pari passu* o comportamento do diferencial de inflação doméstica ante a moeda americana. Ainda assim, eles permitem inferir que os eventuais desajustes na paridade real das moedas foram seguidos por alguma medida corretiva no câmbio nominal, sem impedir demasiadamente a competitividade natural das economias.

Futuras pesquisas sobre esse assunto deveriam utilizar modelos econométricos capazes de captar, de forma mais rigorosa, as mudanças políticas e econômicas ocorridas nos principais países do Mercosul no período em estudo. Neste sentido, os testes aqui apresentados poderiam ser repetidos utilizando-se os modelos do tipo *markov switching*, testes de raiz unitária com quebras estruturais múltiplas etc.

Referências bibliográficas

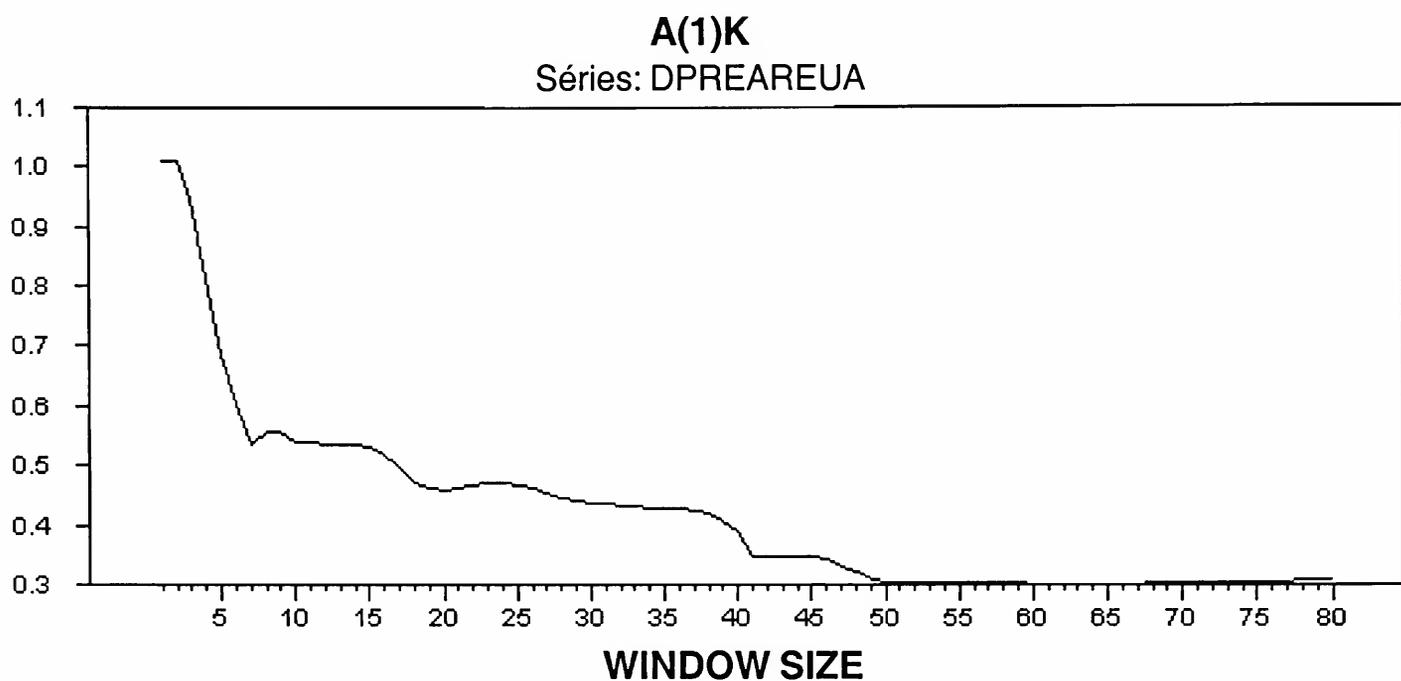
- Andrade, J. P.; Silva, M. L. F.; Carneiro, F. G. Contrasting monetary policies within the Mercosur experiment. *Economia Aplicada*, São Paulo, FIPE/FEA-USP, v. 4, n. 2, p. 223-251, abril/junho 2000.
- Bevilaqua, A. S. Macroeconomic coordination and commercial integration in Mercosul. *Texto para Discussão* n. 378. Departamento de Economia, PUC – Rio, 1997. 25p.
- Bollerslev, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, p. 307-27, 1986.
- Brasil. *Sistema financeiro no Mercosul: uma análise comparativa*. Rio de Janeiro: ANDIMA, 1999. 112p.
- Cassel, G. *Money and foreign exchange after 1914*. New York: MacMillan, 1922.
- _____. *Post-war monetary stabilization*. New York: Columbia University Press, 1928.
- Cheung, Y. W.; Lai, K. S. On cross-country differences in the persistence of real exchange rates. *Journal of International Economics* 50, p. 375-397, 2000.
- Cochrane, J. H. How big is the random walk in GNP. *Journal of Political Economy*, v. 96, n. 5, p. 893-920, 1988.
- Dickey, D. A.; Fuller, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, 1981.
- Dornbusch, R. Purchasing power parity. In: *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance*. New York: Stockton Press, p. 236-244, 1992. V. 3
- Edwards, S.; Savastano, M. A. Exchange rates in emerging economies: what do we know? What do we need to know? *NBER Working Paper Series* 7228, July 1999, 74p.

- Enders, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, 1995.
- Engle, R. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50, p. 987-1007. 1982.
- Engle, R. F.; Granger, J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, p. 251-276, 1987
- Froot, K. A.; Rogoff, K. Perspectives on PPC and long run exchange rates. *NBER Working Paper* 4952, dezembro de 1994, 57p.
- Fuller, W. A. *Introduction to statistical time series*. New York: Willey, 1976.
- Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254, 1988.
- Johansen, S.; Juselius, K. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for UK. *Journal of Econometrics*, 53, p. 211-244, 1992.
- Johansen, S. *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Oxford University Press, 1996.
- Ratti, B. *Comércio internacional e câmbio*. 5 ed. São Paulo: Aduaneiras, 1985, 585p.
- Taylor, A. A century of purchasing power parity. *NBER Working Paper* 8012, novembro de 2000, 22p.

Apêndice

Medida de persistência de Cochrane

1. Argentina - EUA



COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 1.01929 Asymptotic SD 0.12044

A1 1.00964

Window size = 2 V 1.02005 Asymptotic SD 0.14762

A1 1.01001

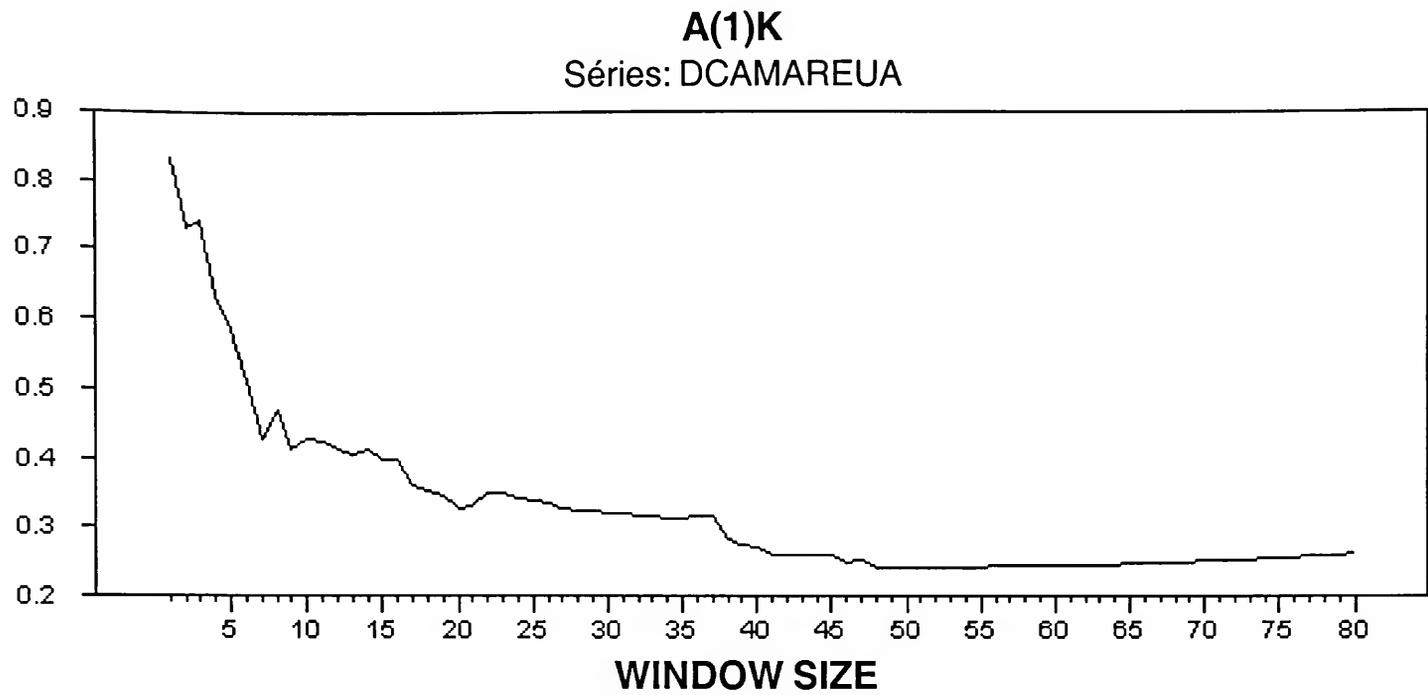
⋮

Window size = 79 V 0.09526 Asymptotic SD 0.07119

A1 0.30866

Window size = 80 V 0.09602 Asymptotic SD 0.07221

A1 0.30989



COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 0.55280 Asymptotic SD 0.06532

A1 0.83166

Window size = 2 V 0.42717 Asymptotic SD 0.06182

A1 0.73107

⋮

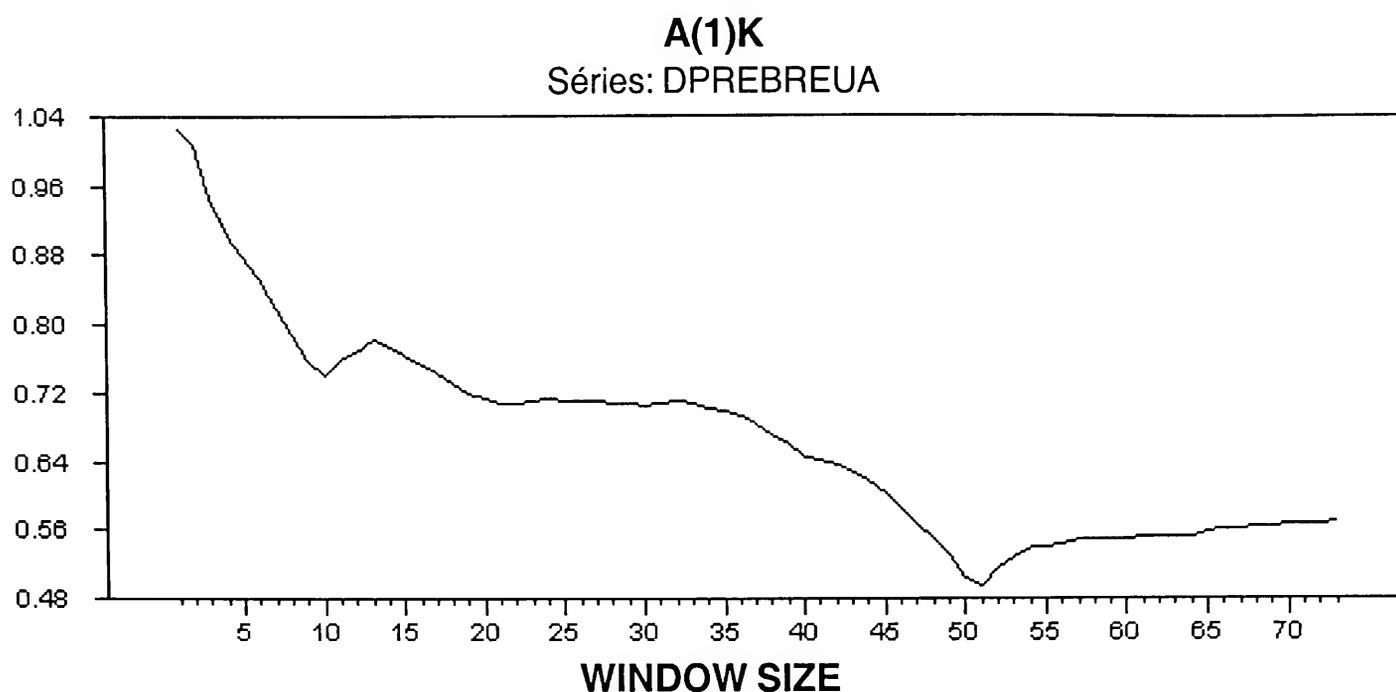
Window size = 79 V 0.05459 Asymptotic SD 0.04080

A1 0.26135

Window size = 80 V 0.05515 Asymptotic SD 0.04147

A1 0.26269

2. Brasil - EUA



COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 1.04730 Asymptotic SD 0.14154

A1 1.02394

Window size = 2 V 1.01321 Asymptotic SD 0.16771

A1 1.00714

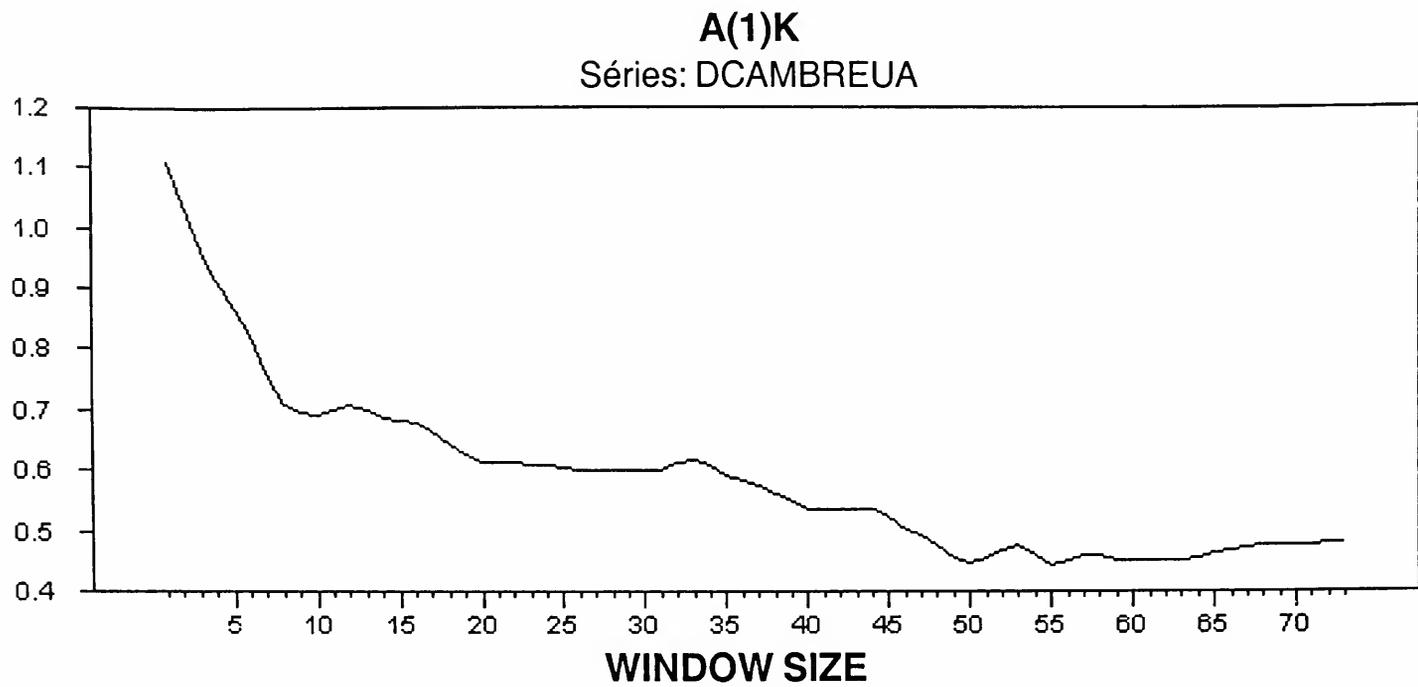
⋮

Window size = 72 V 0.32135 Asymptotic SD 0.26238

A1 0.56719

Window size = 73 V 0.32339 Asymptotic SD 0.26585

A1 0.56898



COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 1.19019 Asymptotic SD 0.16085

A1 1.10950

Window size = 2 V 1.04500 Asymptotic SD 0.17297

A1 1.03962

⋮

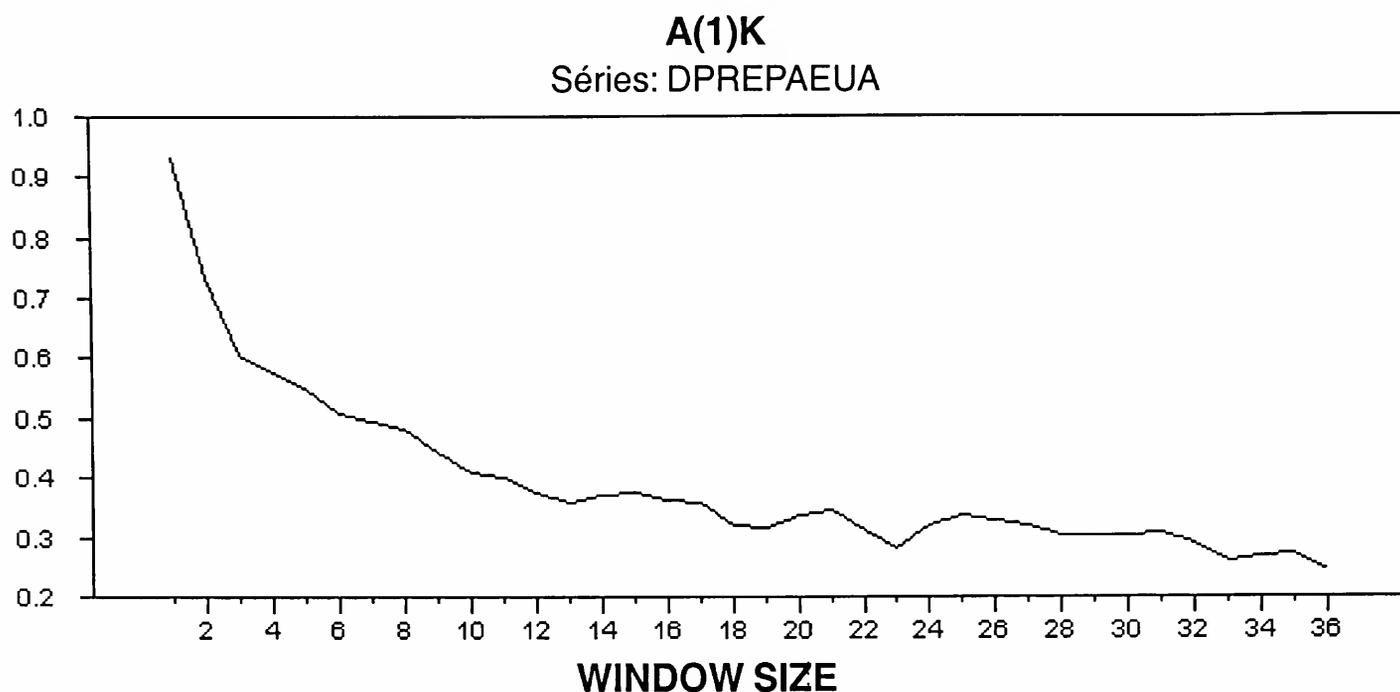
Window size = 72 V 0.22343 Asymptotic SD 0.18243

A1 0.48071

Window size = 73 V 0.22517 Asymptotic SD 0.18511

A1 0.48259

3. Paraguai - EUA



WARNING: SMALL SAMPLE = 73 OBSERVATIONS

RESULTS MAY NOT BE RELIABLE

COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 0.84980 Asymptotic SD 0.16354

A1 0.93219

Window size = 2 V 0.52666 Asymptotic SD 0.12414

A1 0.73386

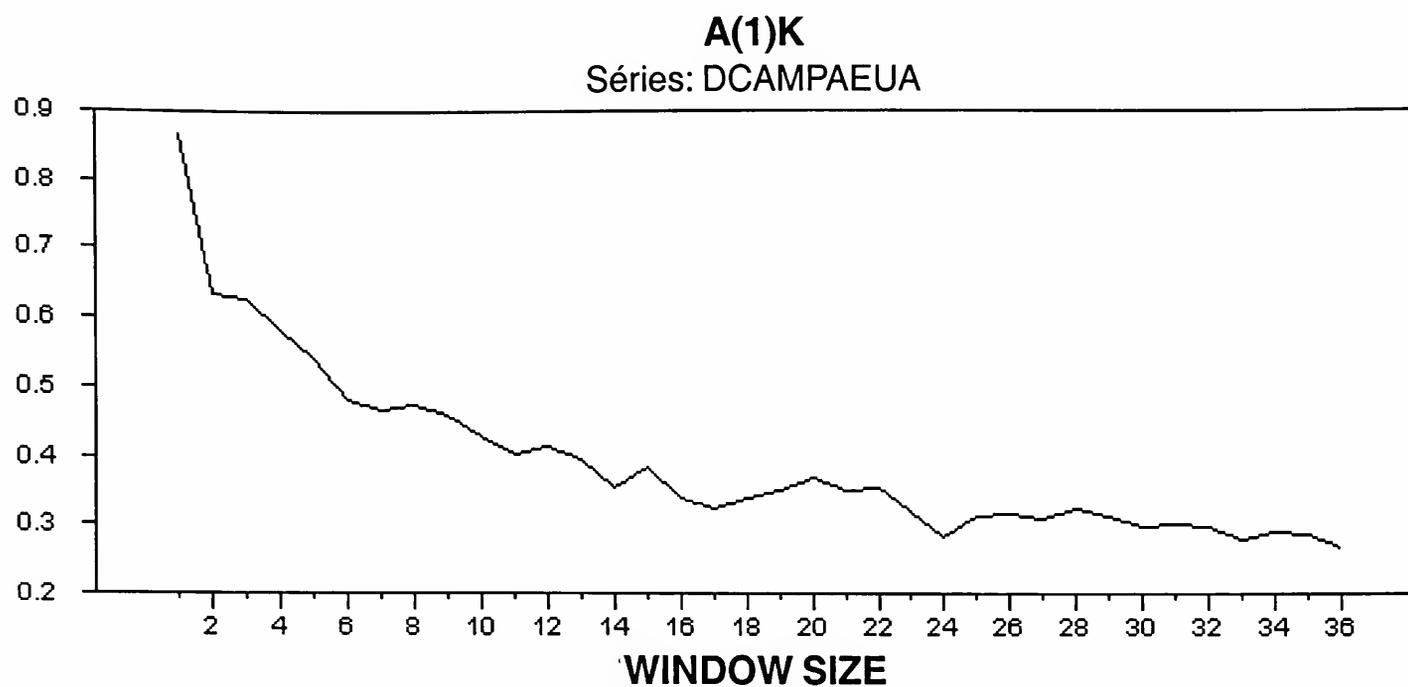
⋮

Window size = 35 V 0.07394 Asymptotic SD 0.06037

A1 0.27497

Window size = 36 V 0.05816 Asymptotic SD 0.04814

A1 0.24386



WARNING: SMALL SAMPLE = 73 OBSERVATIONS

RESULTS MAY NOT BE RELIABLE

COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 0.64625 Asymptotic SD 0.12437

A1 0.86374

Window size = 2 V 0.34867 Asymptotic SD 0.08218

A1 0.63444

⋮

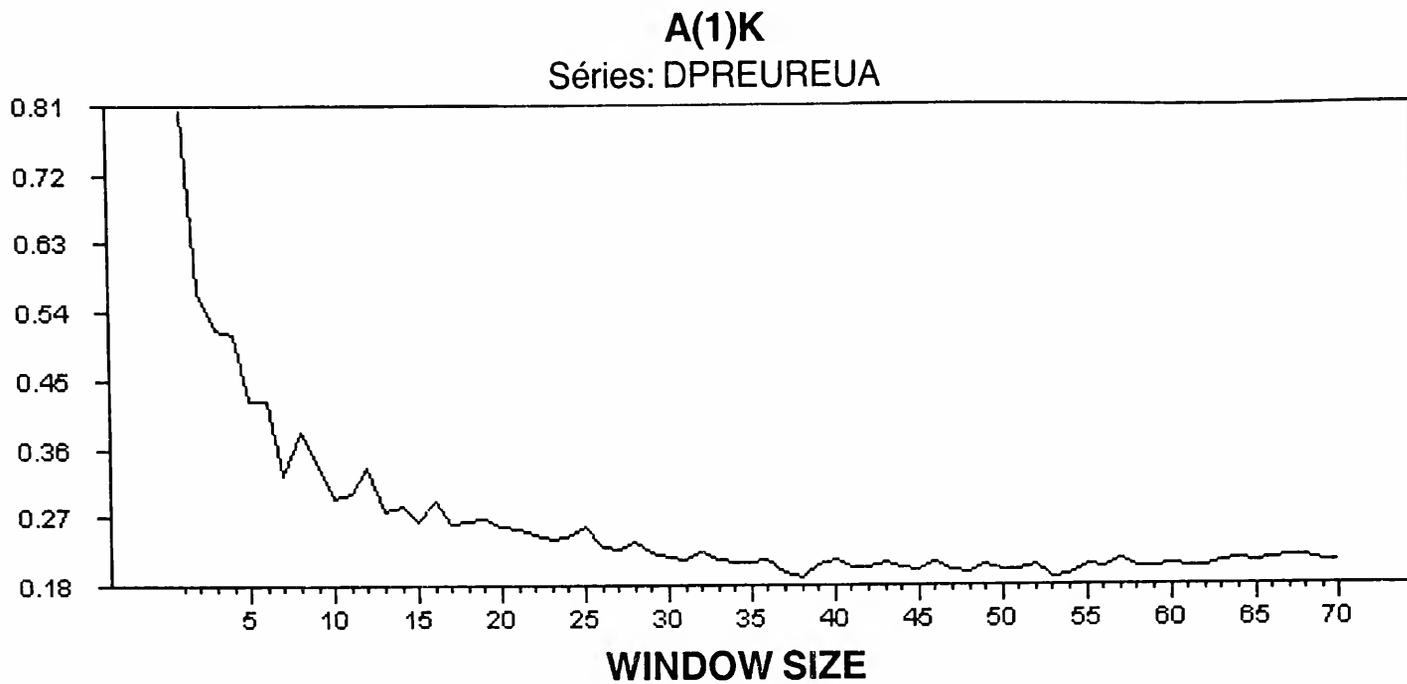
Window size = 35 V 0.07026 Asymptotic SD 0.05737

A1 0.28480

Window size = 36 V 0.06213 Asymptotic SD 0.05143

A1 0.26781

4. Uruguai - EUA



COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 0.45491 Asymptotic SD 0.06256

A1 0.80281

Window size = 2 V 0.22566 Asymptotic SD 0.03801

A1 0.56543

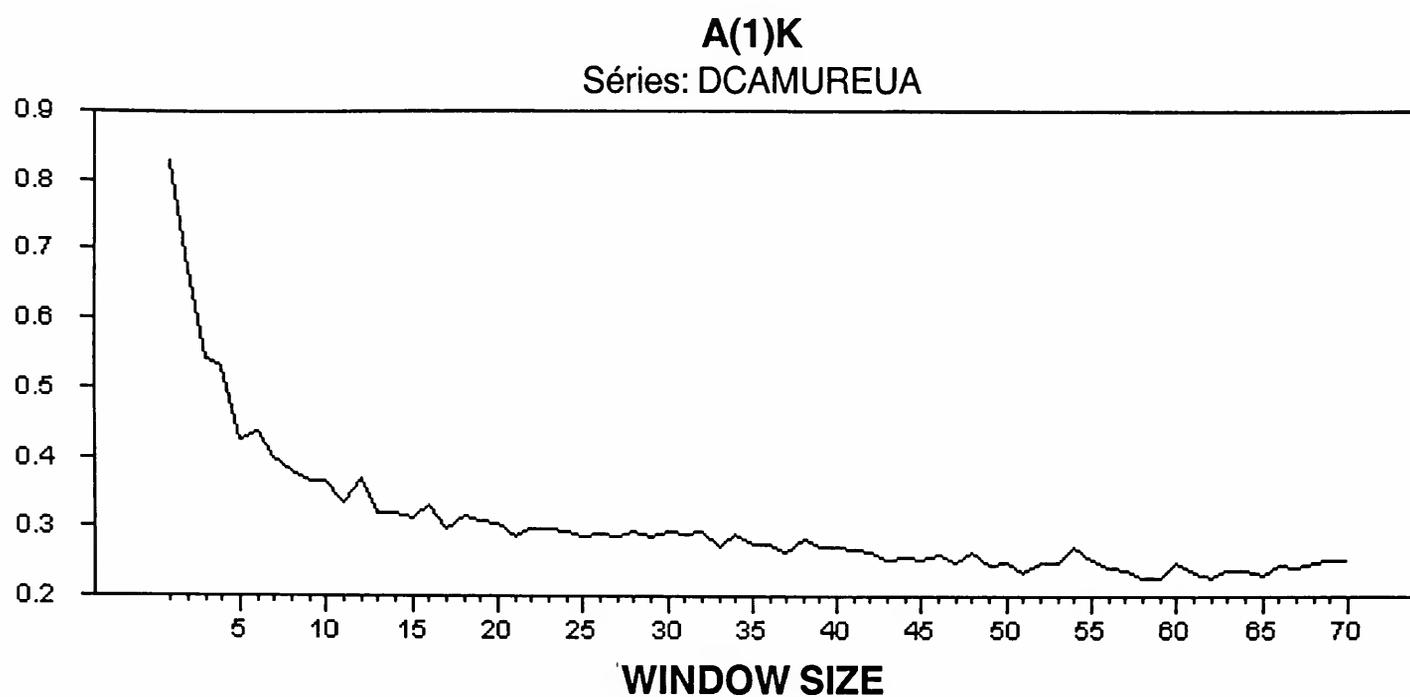
⋮

Window size = 69 V 0.03155 Asymptotic SD 0.02567

A1 0.21142

Window size = 70 V 0.03128 Asymptotic SD 0.02563

A1 0.21053



COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 0.55813 Asymptotic SD 0.07676

A1 0.82872

Window size = 2 V 0.36550 Asymptotic SD 0.06156

A1 0.67062

⋮

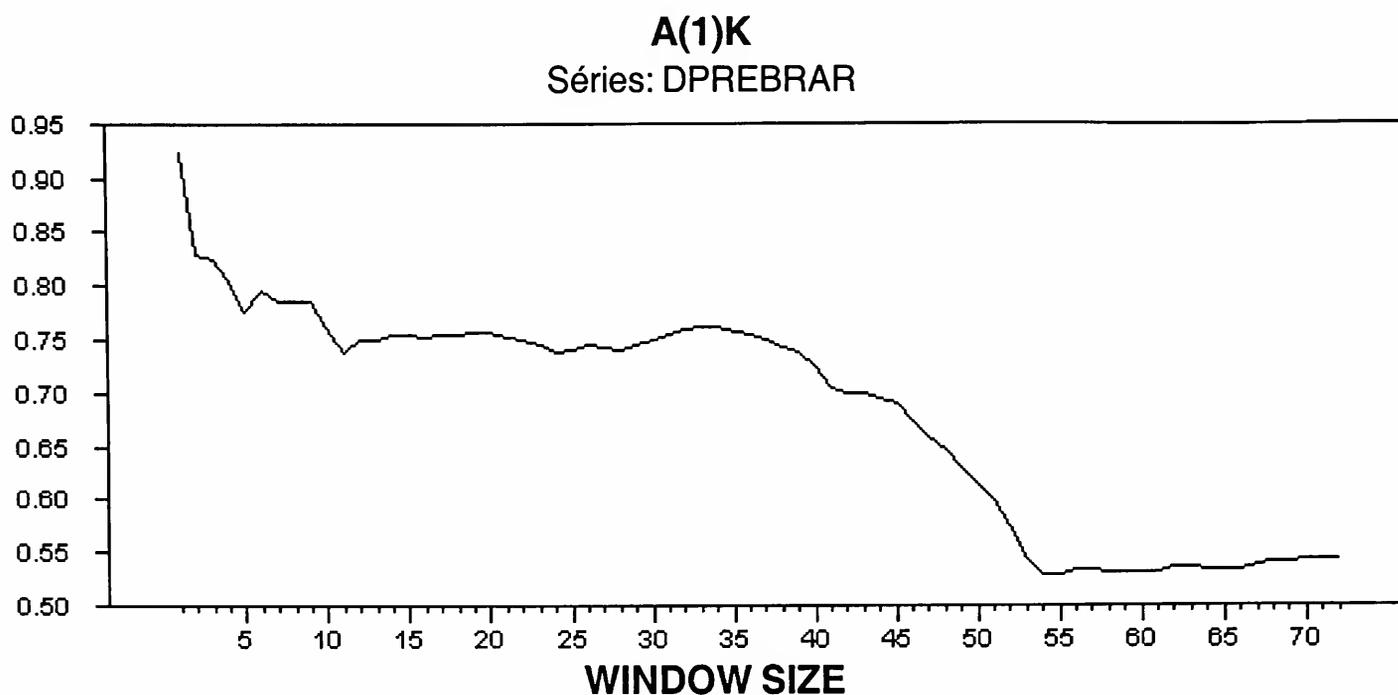
Window size = 69 V 0.05148 Asymptotic SD 0.04188

A1 0.25168

Window size = 70 V 0.05201 Asymptotic SD 0.04261

A1 0.25297

5. Brasil – Argentina



COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 0.84278 Asymptotic SD 0.11469

A1 0.92337

Window size = 2 V 0.68169 Asymptotic SD 0.11361

A1 0.83044

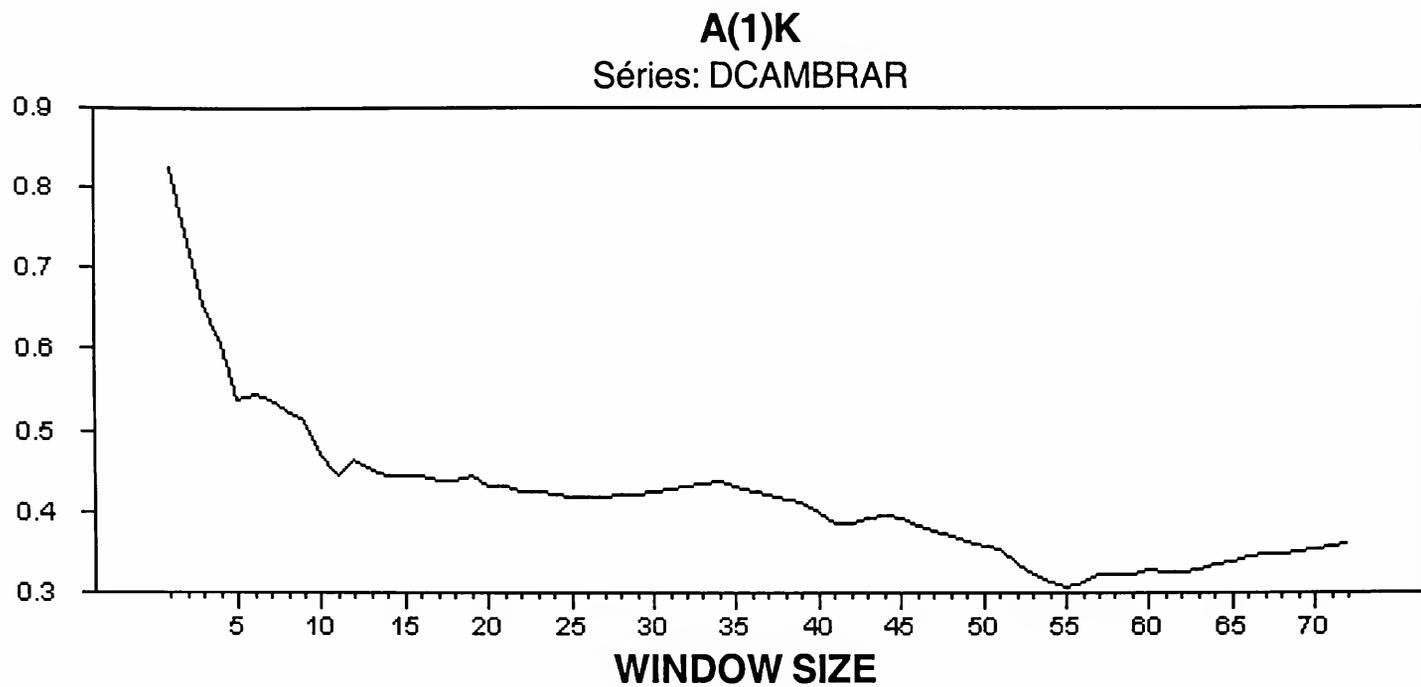
⋮

Window size = 71 V 0.29243 Asymptotic SD 0.23877

A1 0.54391

Window size = 72 V 0.29125 Asymptotic SD 0.23945

A1 0.54282



COCHRANE (1988 - JPE) MEASURE OF PERSISTENCE: VK

CALCULATIONS ARE BIASED CORRECTED BY FACTOR: NOBS/(NOBS-K)

Window size = 1 V 0.65127 Asymptotic SD 0.08863

A1 0.82522

Window size = 2 V 0.50920 Asymptotic SD 0.08487

A1 0.72968

⋮

Window size = 71 V 0.12192 Asymptotic SD 0.09955

A1 0.35705

Window size = 72 V 0.12426 Asymptotic SD 0.10216

A1 0.36045

