

TAXAS DE CÂMBIO E INTEGRAÇÃO ECONÔMICA: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA BRASIL E ARGENTINA

Dirce de Fátima Cattani Dutra^{*}
Gilberto de Oliveira Veloso[♦]
Ronald Otto Hillbrecht[◊]

RESUMO

Este trabalho objetiva verificar o comportamento das taxas de câmbios do Brasil e Argentina tendo em vista uma possível definição de políticas harmonizadas. A análise baseia-se em um procedimento econométrico de co-integração de acordo com Johansen (1988). A hipótese da versão relativa da PPC para o Brasil e Argentina é aceita e, de acordo com as estatísticas, conclui-se que existe uma relação de convergência de longo prazo para os dois modelos. Para o estabelecimento de uma política cambial coordenada ou comum e maiores níveis de integração para o Mercosul deve-se passar, primeiro, por uma fase de harmonização de outras políticas, como a monetária, que harmonize os índices de preços internos de cada Estado-parte e suas taxas de juros; estas foram as variáveis significativas no modelo de correção de erros ampliado. O modelo de correção de erros demonstrou que choques são revertidos quase na mesma proporção para Brasil e Argentina.

Palavras-chave: co-integração, coordenação de políticas, integração econômica.

ABSTRACT

This work objectifies to verify the behavior of the rates of exchanges of Brazil and Argentina tends in view a possible definition of harmonized politics. The analysis bases on a procedure co-integration econométrico in agreement with Johansen (1988). The hypothesis of the relative version of PPC for Brazil and Argentina is accepted and, in agreement with the statistics, it is ended that a relationship of convergence of long period exists for the two models. For the establishment of a politics exchange coordinate or common and larger integration levels for Mercosul should happen, first, for a phase of harmonization of another politics, as the monetary, that harmonizes the internal price indexes of each State-part and its interest rates; these were the significant variables in the enlarged model of correction of mistakes. The model of correction of mistakes demonstrated that shocks are almost reverted in the same proportion for Brazil and Argentina.

Key-words: co-integration, coordination of politics, economic integration.

^{*} MSc. em Integração Latino-Americana e Professora Substituta da UFSM.

[♦] Doutor em Economia e Professor Adjunto da UFSM.

[◊] PhD. em Economia e Professor da UFRGS.

1 INTRODUÇÃO

Brasil e Argentina são os principais componentes do Mercado Comum do Cone Sul – Mercosul. Suas economias mostram-se, na atualidade, com um grau de interdependência relativamente elevado. No entanto, cada um ainda toma decisões unilaterais no que se refere às suas políticas cambiais, quase sempre gerando efeitos adversos ao parceiro.

O intuito deste trabalho é avaliar, de acordo com a Teoria da Paridade do Poder de Compra – PPC, o comportamento de longo prazo de algumas variáveis brasileiras e argentinas, para entender se há ou não convergência de longo prazo entre ambas. A hipótese inicial recai sobre a validade da PPC absoluta nos dois modelos, ou seja, existe uma relação de co-integração entre taxa de câmbio nominal, índice de preços interno e índice de preços internacional. Dada a estreita relação existente entre essa convergência e as demais políticas institucionais, como política monetária, por exemplo, esse resultado permite se entender que, políticas coordenadas entre essas duas economias podem significar maiores níveis de integração para o Mercosul.

Desenvolve-se o trabalho utilizando o procedimento econométrico de co-integração de Johansen (1988,1991) para o teste empírico e estima-se, a seguir, o modelo de correção de erros vetorial (ECM) e o modelo de correção de erros ampliado, em que se insere variáveis que possam vir a ser significativas tanto no caso brasileiro como argentino.

Este artigo estrutura-se da seguinte forma além desta introdução, a seção dois explana sobre aspectos conceituais e metodológicos, trazendo alguns resultados empíricos correlacionados já desenvolvidos; a terceira seção aborda o teste empírico; a última seção, as conclusões.

2 METODOLOGIA

2.1 Modelo Teórico

A PPC busca explicar como as taxas de câmbio e os fatores monetários interagem no longo prazo. Representa uma das teorias básicas que procura explicar como os níveis de preços nacionais interagem com as taxas de câmbio, entendendo os movimentos na taxa de câmbio entre dois países a partir de mudanças nos níveis de preços nesses países (Krugman & Obstfeld, 2001, p. 406).

Como a PPC só considera importantes os fatores que influenciam a oferta e a demanda por moeda, esta abordagem é denominada de abordagem monetária da taxa de câmbio.

De acordo com Krugman & Obstfeld (2001, p. 40), para se entender o movimento das taxas de câmbio, no longo prazo, deve-se entender as ligações existentes entre política monetária, inflação, taxa de juros e taxa de câmbio e também tentar entender fatores que não afetam a oferta e demanda de moeda (deslocamentos da demanda nos mercados de bens e serviços que podem influenciar também a taxa de câmbio).

A tentativa de compreender o comportamento de uma taxa de câmbio no longo prazo é o que instrumentaliza os atores no mercado de ativos para previsões das taxas futuras e, conseqüentemente, a formação das expectativas que irão influenciar imediatamente as taxas de câmbio. Nesse sentido é que as previsões dos movimentos de longo prazo são importantes, mesmo no curto prazo.

A PPC deriva da aplicação direta da Lei do Preço Único¹ definida normalmente em duas formas: versão absoluta e versão relativa. Na primeira, a taxa de câmbio equaliza o valor de mercado de uma cesta representativa de bens finais, em dois países. Na segunda, a taxa de câmbio de paridade restabelece o valor real da taxa de câmbio oficial de um país com a utilização de dado índice de preços, a partir de determinado ano-base (Drummond de Melo, 1998, p. 21).

Para Krugman & Obstfeld (2001), a PPC relativa estabelece que a mudança percentual na taxa de câmbio entre duas moedas, em qualquer período, é igual à diferença entre as mudanças percentuais dos níveis de preços nacionais. Logo, “a PPC relativa converte a PPC absoluta de uma afirmação sobre os níveis de preços e a taxa de câmbio em uma afirmação sobre mudanças dos preços e da taxa de câmbio” (p. 408).

A PPC relativa informa que os preços e as taxas de câmbio mudam de modo a preservar a relação entre o poder de compra doméstico e o estrangeiro de cada moeda. Para a PPC relativa, só vão interessar os níveis de preços e a taxa de câmbio, no intervalo de tempo que ocorreram as mudanças nestes. O pressuposto que valida a PPC é a existência do livre comércio e a conseqüente arbitragem entre os mercados, o que igualaria os preços

¹ A Lei do Preço Único estabelece que, nos mercados concorrencias (sem custos de transportes e sem barreiras oficiais ao comércio – tarifas), bens idênticos vendidos em países diferentes devem ter o mesmo preço se convertidos a uma mesma moeda (Krugman & Obstfeld, 2001, p. 406). A diferença entre a PPC e a Lei do Preço Único é que esta se aplica a mercadorias individuais e a PPC pode ser aplicada ao nível geral de preços, representando uma composição dos preços de todas as mercadorias que entram na cesta de referência.

nas praças em questão com a taxa de câmbio real entre suas moedas, tendendo para um valor constante.

Segundo Enders (1995, p. 400), a maioria dos estudos sobre a PPC conclui que esta teoria tem se mostrado inadequada para explicar os movimentos da taxa de câmbio real, para países com altas taxas de inflação, no período compreendido após a 2ª Guerra Mundial, mais precisamente no período pós-Brettons Woods.

Para solucionar esse problema, toma-se o entendimento de Enders (1995, p. 381-382) que afirma que a PPC, em sua versão absoluta, não é válida para países com altos índices inflacionários e sugere a realização do procedimento de Johansen sobre a versão relativa da PPC, ou seja, testar a relação de equilíbrio de longo prazo utilizando o índice de preços doméstico e o externo, em suas primeiras diferenças, que devem se mover proporcionalmente para um outro.

Assim,

$$\theta = e_t + p_t^*$$

$$\theta = \beta_0 + \beta_1 p_t + \mu_t$$

substituindo:

$$e_t + p_t^* = \beta_0 + \beta_1 p_t + \mu_t$$

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 p_t - p_t^* + \mu_t$$

devendo $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$.

$$e_t = p_t - p_t^*$$

$$e_t - e_{t-1} = p_t - p_{t-1} - p_t^* - p_{t-1}^*$$

$$-\Delta e_t = \Delta p_t - \Delta p_t^*$$

Na PPC relativa, a diferença entre a inflação doméstica e a estrangeira representa a percentagem de depreciação (-) ou apreciação (+) que deve sofrer a taxa de câmbio nominal, resultando uma taxa de câmbio de equilíbrio.

Existe, então, uma combinação linear de forma $f_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \mu_t$, tal que μ_t seja estacionário e o vetor co-integrado seja semelhante de tal forma que $\beta_1 = 1$.

A PPC relativa é importante quando se necessita comparar as variações percentuais da taxa de câmbio às diferenças de inflação, mesmo quando os países baseiam suas estimativas de nível de preços em cestas compostas por bens diferentes em cobertura e composição (Krugman & Obstfeld, 2001). Portanto, a PPC relativa permanece válida mesmo quando a PPC absoluta não o é, considerando-se que os fatores causadores de desvios da PPC absoluta são relativamente estáveis no decorrer do tempo e que as variações percentuais nos níveis de preços relativos podem ainda se aproximar das variações percentuais nas taxas de câmbio.

2.1.1 Alguns resultados empíricos correlacionados

Um dos primeiros trabalhos usando a técnica da co-integração para testar a PPC, para o Brasil, foi o de Rossi (1991), que usou dados mensais no período 1980/88. Foi o primeiro a usar teste de raiz unitária para a taxa de câmbio real e o procedimento de Engle e Granger (1987) para testar a co-integração. Ele rejeitou a hipótese de co-integração para a taxa de câmbio real no Brasil, logo, o não-atendimento da PPC (absoluta) entre a moeda brasileira e o dólar americano.

Rossi (1995) refez o trabalho anterior utilizando dados de janeiro de 1988 a junho de 1994 e adotando o procedimento de Johansen para testar a co-integração. Nesse trabalho, Rossi não rejeita a hipótese da paridade do poder de compra.

Zini Jr. e Cati (1993) procederam a testes de co-integração para testar a paridade do poder de compra, em sua versão absoluta, na determinação da taxa de câmbio real no Brasil, período entre 1985 a 1990. Esses autores apresentaram resultados que indicam rejeição da hipótese de validade da PPC absoluta para explicar a taxa de câmbio real no longo prazo.

Ferreira (1998) desenvolveu testes de co-integração, nos quais confirmou a validade da PPC em sua versão relativa, afirmando que os seus resultados indicam a validade teórica do modelo monetário para o caso brasileiro. Esse autor utilizou os procedimentos de Engle e Granger e também o de Johansen, para testar a hipótese de co-integração. As variáveis mais significativas, para esse resultado, foram àquelas relacionadas ao processo inflacionário que ocorreu no país na maior parte do período em análise (1980 a 1997), em detrimento de efeitos reais ou externos.

Holland (1998) avaliou as possibilidades para validação da hipótese da PPC, no Brasil, em período recente. Para isso procurou avaliar as restrições formais dessa hipótese através de uma investigação empírica para o período de 1974 a 1997. Utilizou o teste de Johansen e testou a PPC relativa. Seus resultados apontam para a validação da paridade do poder de compra, na versão testada para o Brasil.

2.2 Modelo Econométrico

O modelo econométrico representa a base da análise econômica quantitativa e está fundamentado em uma análise de co-integração entre as variáveis, como visto a seguir.

Co-integração entre duas variáveis significa que, individualmente, cada variável pode ser não-estacionária ou de caminho aleatório, mas a combinação linear dessas duas variáveis resulta em um processo estacionário, convergindo no longo prazo. Logo, uma análise de co-integração testará a hipótese nula de inexistência de uma combinação linear estacionária entre as variáveis.

Existem dois procedimentos usualmente utilizados para se testar a presença ou não de co-integração entre as variáveis. O primeiro é o método proposto por Engle e Granger (1987), com base no teste ADF para os resíduos. O segundo é o teste para co-integração de Johansen (1988,1991).

O método de Johansen assume que todas as variáveis são endógenas simultaneamente. As relações de co-integração para um sistema n dimensional são estimadas sistemicamente, através de um processo vetorial auto-regressivo de ordem " p ", que consiste no seguinte:

$$\Delta Z_t = \prod Z_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma \Delta Z_{t-j} + \Psi D_t + \epsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, P$$

onde, Z_t é um vetor ($n \times 1$) de variáveis não estacionárias. Ao vetor de variáveis defasadas de ordem um (Z_{t-1}) está associada a matriz \prod de dimensão ($n \times n$), dada pelo produto das matrizes α e β^1 . Segundo Hansen e Juselius (1995), a matriz α dá uma medida da velocidade média de convergência ao equilíbrio de longo prazo.

A matriz β se constitui pelos coeficientes de longo prazo, onde ($\beta^1 Z_{t-1}$) fornece as relações de co-integração, ou seja, de longo prazo. As combinações $\beta^1 Z_{t-1}$, para cada vetor de co-integração encontrado, devem ser estacionárias, mesmo quando o vetor Z_t seja não-estacionário (Johansen e Juselius, 1990)².

O número de defasagens " p " a ser utilizado deve ser aquele que torne o termo de erro ϵ_t não-correlacionado temporalmente.

Para encontrar o número de relações de co-integração, Johansen e Juselius (1990) propõem o uso de duas estatísticas: a primeira é a estatística traço, representada por $\lambda_{\text{traço}}$ e a segunda é a estatística de autovalor máximo ou λ_{max} .

² Para um melhor entendimento sobre o modelo VAR e o método de Johansen, de co-integração, consultar JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, n.2/3, p. 231-254, jun./set. 1988 e JOHANSEN e JUSELIUS. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistic**, v. 52, n.2, p. 169-210, 1990.

A estatística $\lambda_{\text{traço}}$ calcula-se da seguinte forma:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad \text{com } r = 0, 1, 2, \dots, n-1$$

onde T é o número de observações disponíveis e $\hat{\lambda}_i$ é o valor da i-ésima raiz característica da estimativa da matriz Π , sendo r o posto dessa matriz, representando o número de relações de co-integração; n é o número de variáveis do sistema.

A estatística traço testa a hipótese nula de que não existem relações de co-integração, ou seja, o número de relações de co-integração é menor ou igual a r; a hipótese alternativa é genérica, quando se testa a hipótese nula de $r = 0$, a hipótese alternativa é de que $r > 0$.

A segunda estatística utilizada por Johansen e Juselius (1990) na determinação do número de relações de co-integração de um modelo VAR consiste na obtenção de valores para a estatística λ_{max} , a partir da fórmula:

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad \text{com } r = 0, 1, 2, \dots, n-1$$

com T, $\hat{\lambda}$ e r definidos como no processo da estatística do traço.

A estatística λ_{max} testa a hipótese nula de o número de relações de co-integração ser igual a r, e a hipótese alternativa testa a possibilidade de o número de relações de co-integração ser igual a $r + 1$.

Segundo Johansen e Juselius (1990, p. 170), a matriz Π vai apresentar posto incompleto [$r \leq (n-1)$], posto completo [$r = n$], e ainda, $r = \text{zero}$; as duas últimas ocorrências inviabilizam o prosseguimento da análise de um modelo VAR. Posto completo indica que as variáveis contidas no vetor Z_t são estacionárias e posto igual a zero significa a não-existência de relações de co-integração.

A definição do número de vetores co-integrados, além de considerar as duas estatísticas descritas acima, considera também a inclusão e a natureza das variáveis determinísticas, tais como o intercepto e a tendência temporal. Também se utilizam os critérios AIC (Akaike), SBC (Schwarz) e HQC (Hannan-Quinn).

As variáveis analisadas, através de séries temporais de dados, foram:

- a) taxa de câmbio nominal para o Brasil (TCbr);
- b) taxa de juros no Brasil (TJbr);

- c) índices Geral de Preços no Brasil (IGPbr);
- d) taxa de câmbio nominal da Argentina (TCarg);
- e) taxa de juros na Argentina (TJarg);
- f) índices de preços por atacado na Argentina (IPCarg);
- g) Índice de preços internacionais (IPCusa);

Para cada variável, foi utilizada uma série temporal com 267 observações, correspondendo à periodicidade mensal. A observação inicia no mês 01-1980 até 04-2002.

Utilizaram-se também os testes da função de autocorrelação (FAC), que proporciona evidência de uma série não-estacionária, a estatística Q, de Box e Pierce; a estatística de Ljung-Box (LB); o teste da raiz unitária Dickey-Fuller (DF), o teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF) e o teste Phillip-Perron, para cada uma das variáveis. Será utilizado o teste de Johansen (Johansen, 1988 e 1990) para testar a co-integração de variáveis, através de um modelo **auto-regressivo vetorial (VAR)**³.

3 TESTE EMPÍRICO

Pela análise da função de autocorrelação (FAC), as séries temporais estudadas TCbr, IGPbr, Tcargen, IPCargen e IPCusa indicam a presença de não-estacionariedade, pois, ao longo das observações, seus coeficientes de autocorelação são significativamente diferentes de zero e estatisticamente significativos.

Tanto a estatística Q, de Box-Pierce, como a estatística LB, de Ljung-Box, são significativas para as série TCbr, IGPbr, Tcargen, IPCargen e IPCusa, o que leva a concluir que nem todos os coeficientes de autocorrelação são iguais a zero, corroborando a idéia da presença de uma série não-estacionária, para todo as séries.

3.1 Teste de raiz unitária

Como no teste de autocorrelação (FAC) as séries demonstraram a presença de autocorrelação, serão válidos os valores calculados com o teste ADF, a um intervalo de

³ Modelo Auto-regressivo vetorial (VAR) é um modelo de série temporal usado para prever valores de duas ou mais variáveis econômicas. Nesse modelo, o valor corrente de uma variável y_t é explicado por valores defasados dela própria e por valores defasados da variável x , mais um termo estocástico e_t . Analogamente, o valor de x_t é explicado por seus próprios valores defasados, pelos valores defasados de y_t e pela perturbação aleatória u_t (Hill, 1999, p.379-380 e Gujarati, 2000, p. 752-753).

confiança de 95%, para a regressão que inclui intercepto e tendência temporal⁴. Testa-se a hipótese nula de $H_0: \delta = 1$ (existe raiz unitária) contra a hipótese alternativa $H_0: \delta \neq 1$ (não existe raiz unitária - o *adf calculado* situa-se fora da região de aceitação de H_0).

Tabela 01 - Resultado do teste ADF para todas as variáveis

	Valor crítico	Teste estatístico	Conclusão	Phillips-Perron ⁵
TCbr	-3,4287	inferiores ao valor crítico	aceita-se a hipótese nula	-8,8890
IGPbr	-3,4287	inferiores ao valor crítico	aceita-se a hipótese nula	-5,5556
TCargen	-3,4287	inferiores ao valor crítico	aceita-se a hipótese nula	-5,9391
IPCargen	-3,4288	inferiores ao valor crítico	aceita-se a hipótese nula	-10,7876
IPCusa	-3,4287	inferiores ao valor crítico	aceita-se a hipótese nula	

Fonte: Elaboração dos autores.

Pela Tabela 01, aceita-se a hipótese alternativa, para todas as séries testadas e conclui-se que as séries apresentam raiz unitária, sendo, portanto, não-estacionárias.

3.2 Teste de Raiz unitária (ADF) e suas respectivas condições de integração

Após o teste ADF (Dickey Fuller aumentado), as séries foram submetidas a uma diferenciação ($dTCbr$, $dIGPbr$, $dTCargen$, $dIPCargen$ e $dIPCusa$), e novamente ao teste ADF, quando então demonstraram serem processos estacionários de ordem **I(1)**. Excetuase $TCargen$, que demonstrou ser integrada de ordem dois, ou seja **I(2)**. Analisou-se o teste ADF para a regressão que inclui intercepto e tendência temporal, a um intervalo de confiança de 95 %, para todas as variáveis, pois todas demonstraram presença de tendência temporal em testes anteriores.

3.3 Ordem de defasagem do modelo VAR para o Brasil e para a Argentina

Uma das dificuldades que se encontra na aplicação do teste ADF consiste em determinar o número de diferenças defasadas, ou defasagens, da variável a ser incluído na

⁴ Utilizou-se o teste ADF incluindo intercepto (CONSTANTE) e tendência linear (TIME), porque, na derivação contra a CONSTANTE e TEMPO, ambos os valores de T, para todas as séries, mostraram-se estatisticamente significativos.

⁵ Procedeu-se à estatística Phillips-Perron sobre as séries em 1ª diferença. Esta estatística informa sobre a estabilidade estrutural das séries, e seu resultado é comparado aos valores críticos do teste ADF. Neste estudo, aceita-se a hipótese nula da não-existência de quebra estrutural em nenhuma das séries brasileiras e argentinas, pois o valor calculado é superior aos valores críticos.

equação. Como regra geral, entende-se que o número de termos de diferenças defasadas deve ser aquele que torne o termo de erro da equação não-correlacionado serialmente. Utilizam-se diversos procedimentos para auxiliar na determinação da ordem de defasagens “p” dos processos auto-regressivos, destacando-se os critérios de LL (função da máxima verossimilhança), AIC (Akaike Information Criterion), SBC (Schwarz Bayesian Criterion) e o Teste LR (Likelihood ratio). Como regra geral, estes critérios estabelecem que o número de defasagens a ser considerado é determinado pelos maiores valores apresentados.

Pela Tabela 02, conclui-se que a escolha da ordem de defasagem do modelo VAR para o Brasil recai no *lag* 14. Isso significa que é de 14 meses o prazo que vem a zerar efeitos residuais de qualquer alteração em uma das variáveis do modelo (Tcbr, IGPbr ou IPCusa). Fez-se essa escolha considerando os máximos valores obtidos, nesse *lag*, pelos critérios AIC e SBC e sua análise de significância pelo teste LR para um intervalo de confiança de 95 %, que permite que se aceite a hipótese nula de autoregressividade para o modelo proposto.

Tabela 02 – Testes LR e critérios de seleção para escolha da ordem de defasagem do modelo VAR, para o Brasil.

Ordem	LL	AIC	SBC	Teste LR
18	290.7849	128.7849	-156.4534	-----
17	286.8926	133.8926	-135.4992	$X^2_{(9)} = 7.7847$
16	282.2561	138.2561	-115.2891	$X^2_{(18)} = 17.0577$
15	271.5616	136.5616	-101.1370	$X^2_{(27)} = 38.4467$
14	265.7145	139.7145	-82.1375	$X^2_{(36)} = 50.1408$
13	256.0380	139.0380	-66.9674	$X^2_{(45)} = 69.4938$
12	240.1302	132.1302	-58.0287	$X^2_{(54)} = 01.3094$
11	232.0718	133.0718	-41.2405	$X^2_{(63)} = 117.4262$
10	225.6461	135.6461	-22.8197	$X^2_{(72)} = 130.2777$
9	217.7720	136.7720	-5.8472	$X^2_{(81)} = 146.0259$
8	211.2287	139.2287	12.4561	$X^2_{(90)} = 159.1124$
7	203.4923	140.4923	29.5663	$X^2_{(99)} = 174.5853$
6	191.4371	137.4371	42.3577	$X^2_{(108)} = 198.6956$
5	183.5611	138.5611	59.3282	$X^2_{(117)} = 214.4477$
0	-2782.9	-2782.9	-2782.9	$X^2_{(162)} = 6147.3$

Fonte: Elaboração dos autores.

Pela Tabela 03, observa-se o processo de escolha da ordem do VAR para a Argentina prevalecendo os critérios AIC, SBC, como decisivos. O teste estatístico mostrando-se significativo, a escolha recai no *lag* 17, significando que até o 17º mês, ainda persistem os resíduos de alterações sofridas em qualquer uma de suas variáveis (TCargen, IPCargen ou IPCusa).

Tabela 03 – Testes LR e critérios de seleção para escolha da ordem de defasagem do modelo VAR, para a Argentina.

Ordem	LL	AIC	SBC	Teste LR
19	480.5498	309.5498	9.1517	-----
18	472.8646	310.8646	26.2769	$X^2_{(9)} = 15.3704$
17	469.9109	316.9109	48.1336	$X^2_{(18)} = 21.2779$
16	452.9283	308.9283	55.9614	$X^2_{(27)} = 55.2431$
15	441.3556	306.3556	69.1991	$X^2_{(36)} = 78.3886$
14	421.1920	295.1920	73.8460	$X^2_{(45)} = 118.7157$
13	411.0873	294.0873	88.5517	$X^2_{(54)} = 38.9252$
12	390.7379	282.7379	93.0127	$X^2_{(63)} = 79.6240$
11	349.8549	250.8549	76.9402	$X^2_{(72)} = 61.3899$
10	340.7469	250.7469	92.6426	$X^2_{(81)} = 279.6060$
9	334.8586	253.8586	111.5647	$X^2_{(90)} = 91.3826$
8	325.6127	253.6127	127.1293	$X^2_{(99)} = 309.8743$
7	320.4415	257.4415	146.7685	$X^2_{(108)} = 320.2166$
6	302.0161	248.0161	153.1536	$X^2_{(117)} = 357.0674$
5	295.4777	250.4777	171.4255	$X^2_{(126)} = 370.1443$
0	-2565.2	-2565.2	-2565.2	$X^2_{(171)} = 6091.4$

Fonte: Elaboração dos autores.

3.4 Teste de causalidade de Granger

Havendo-se escolhido a ordem de defasagem do VAR, é prudente examinar a existência ou não de causalidade entre as variáveis, que, embora possam estar relacionadas de maneira dependente, podem ou não apresentar causalção, ou seja, uma variável pode apresentar-se causando ou realimentando o comportamento de outra.

Para isso, utiliza-se o Teste de Granger, que consiste em estimar algumas regressões analisando se os coeficientes são diferentes ou não de zero. Testa-se a hipótese nula $H_0: \lambda = 0$ (não há causalidade) contra a hipótese alternativa $H_0: \lambda \neq 0$ (há causalidade) para cada uma das variáveis. Testa-se a existência de causalidade para as variáveis do VAR(14), para o Brasil e do VAR(17), para a Argentina. Aplica-se o teste LR, onde valores calculados são superiores aos valores tabelados, implicando rejeição da hipótese nula e aceitação da hipótese alternativa de ocorrência de causalidade. A Tabela 04 permite essa análise.

Tabela 04 – Resultados apresentados pelo Teste de causalidade de Granger

VAR(14)- Brasil					
Variável causal	Granger- Lag	Valor calculado	Valor tabelado	Intervalo de confiança	de
TCbr	14	$X^2_{(28)} = 102.9810$	$X^2_{(28)} = 41.3372$	95 %	
IGPbr	14	$X^2_{(28)} = 49.2916$	$X^2_{(28)} = 41.3372$	95 %	
IPCusa	14	$X^2_{(28)} = 40.3137$	$X^2_{(28)} = 37.0000$	90 %	
VAR(17) Argentina					
TCargen	17	$X^2_{(34)} = 245.5670$	$X^2_{(34)} = 43.7729$	95 %	
IPCargen	17	$X^2_{(34)} = 92.6553$	$X^2_{(34)} = 43.7729$	95 %	
IPCusa	17	$X^2_{(34)} = 76.5136$	$X^2_{(34)} = 43.7729$	95 %	

Fonte: Elaboração dos autores.

Para as variáveis TCbr e IGPbr, VAR(14) Brasil, rejeita-se a hipótese nula de não-causalidade de Granger, a um intervalo de confiança de 95 %, pois os valores calculados do teste LR são significativos. Assim, entende-se que a variável TCbr pode estar influenciando, no conjunto, a variável IGPbr. O mesmo acontece com relação à variável IGPbr, que, pelo entendimento do teste de causalidade de Granger, pode estar influenciando a variável TCbr. A variável IPCusa acusa a aceitação da hipótese nula de não-causalidade de Granger, ao intervalo de 95%; porém aceita-se a um intervalo de confiança de 90%. Logo, rejeita-se a hipótese nula de não-causalidade de Granger, também para essa variável.

Ocorre a rejeição da hipótese nula de não-causalidade de Granger para as três variáveis do VAR(17), para a Argentina, ao intervalo de 95%. Isso indica que há relação de causalidade entre essas variáveis, no modelo proposto.

3.5 Testando a existência de co-integração entre as variáveis para o Brasil

É pressuposto básico do procedimento de Johansen, que a relação entre as variáveis deve ser entendida como de longo prazo. O procedimento (Johansen) utiliza máxima verossimilhança para testar a possibilidade de múltiplos vetores de co-integração através de um único passo.

As variáveis do modelo VAR(14), para o Brasil TCbr, IGPbr e IPCusa que, segundo a PPC, versão absoluta, determinam a taxa de câmbio real, foram submetidas ao teste de co-integração, considerando a natureza das variáveis determinísticas do modelo mais restrito (sem nenhum componente determinístico) ao menos restrito (modelo contendo termo constante e tendência temporal, a saber: a) sem intercepto e sem tendência temporal; b) intercepto restrito e sem tendência temporal; c) intercepto irrestrito e sem

tendência temporal; d) intercepto irrestrito e tendência temporal restrita; e e) intercepto e tendência temporal irrestritos.

Os resultados apresentados neste teste, utilizando a versão absoluta da PPC, tanto para o modelo brasileiro como para o modelo argentino, foram conclusivos de que se deve aceitar a hipótese nula de não co-integração. Utilizando-se os critérios AIC, SBC e HQN, também não foi possível se rejeitar a hipótese nula de $r = 0$. Dessa forma, os resultados obtidos indicam a não-existência de co-integração entre as variáveis, o que sugere que a taxa de câmbio real do Brasil, e a da Argentina, no período 1980 a 2002, possam ser séries não-estacionária, invalidando então a PPC para o período.

Esse resultado alinha-se com o de outros trabalhos anteriormente citados.

Então, seguindo Enders (1995), passa a se a testar a versão relativa da PPC. Porém, antes de se proceder novamente ao teste de co-integração é necessário se definir uma nova ordem para o VAR, considerando-se que se retirou a variável TCbr do modelo VAR (14), e Tcargen, do VAR(17), o que pode implicar alterações significativas.

Após esse procedimento, utiliza-se, então, as variáveis IGPbr e IPCusa em suas primeiras diferenças e o VAR(12), para o Brasil e IPCargen e IPCusa e o VAR(14), para a Argentina, tem-se os seguintes resultados:

Tabela 05 – Testes de co-integração de Johansen para o VAR(12) Brasil

Estatística do Teste – Valores críticos 95 %			
Sem intercepto e sem <i>trend</i>			
Autovalor Máximo		Traço	
r = 0	r = 1	r = 0	r = 1
11.6106 (11.0300)	2.5399 (4.1600)	14.1504 (12.3600)	2.5399 (4.1600)
Intercepto restrito e sem <i>trend</i>			
Autovalor Máximo		Traço	
r = 0	r = 1	r = 0	r = 1
12.7341 (15.8700)	10.7664 (9.1600)	23.5005 (20.1800)	10.7664 (9.1600)
Intercepto irrestrito e sem <i>trend</i>			
Autovalor Máximo		Traço	
r = 0	r = 1	r = 0	r = 1
12.7261 (14.8800)	10.2793 (8.0700)	23.0054 (17.8600)	10.2793 (8.0700)
Intercepto irrestrito e <i>trend</i> restrita			
Autovalor Máximo		Traço	
r = 0	r = 1	r = 0	r = 1
15.0115 (19.2200)	10.6202 (12.3900)	25.6317 (25.7700)	10.6202 (12.3900)
Intercepto irrestrito e <i>trend</i> irrestrita			
Autovalor Máximo		Traço	
r = 0	r = 1	r = 0	r = 1
14.9977 (18.3300)	10.1936 (11.5400)	25.1914 (23.8300)	10.1936 (11.5400)

Fonte: Elaboração dos autores.

Através da análise dos autovalores e do traço da matriz estocástica, observáveis pela Tabela 05, é possível se definir o número de vetores co-integrados, ou seja, faz-se a escolha do *rank* (r) da matriz. De acordo com esses resultados (que consideram a natureza das variáveis determinísticas), pode-se escolher, então, como modelo representativo, o sem intercepto e sem tendência por este reunir, com mais clareza, as condições de aceitabilidade. A um nível de 5% de significância, pode-se aceitar a hipótese nula de que o *rank* considerado seja igual ou menor a um, segundo os dois critérios considerados. Essa decisão se confirma pela análise da função de máxima verossimilhança, como o valor máximo, e também pelo critério de Hannan Quinn.

Tabela 06 – Testes de co-integração de Johansen, para o VAR(14) Argentina

Estatística do Teste – Valores críticos 95 %			
Sem intercepto e sem trend			
Autovalor Máximo		Traço	
r = 0	r = 1	r = 0	r = 1
7.7871 (11.0300)	3.2470 (4.1600)	11.0341 (12.3600)	3.2470 (4.1600)
Intercepto restrito e sem trend			
Autovalor Máximo		Traço	
r = 0	r = 1	r = 0	r = 1
14.2308 (14.1700)	7.6307 (9.1600)	21.8615 (20.1800)	7.6307 (9.1600)
Intercepto irrestrito e sem trend			
Autovalor Máximo		Traço	
r = 0	r = 1	r = 0	r = 1
13.5962 (14.8800)	7.5475 (9.1600)	21.1437 (17.8600)	7.5475 (8.0700)
Intercepto irrestrito e trend restrita			
Autovalor Máximo		Traço	
r = 0	r = 1	r = 0	r = 1
13.6728 (19.2200)	7.9409 (12.3900)	21.6137 (25.7700)	7.9409 (12.3900)
Intercepto irrestrito e trend irrestrita			
Autovalor Máximo		Traço	
r = 0	r = 1	r = 0	r = 1
13.4326 (18.3300)	7.6539 (11.5400)	21.0865 (23.8300)	7.6539 (11.5400)

Fonte:Elaboração dos autores.

Submetendo-se a esse mesmo procedimento o modelo VAR (14), da Argentina, obtém-se os resultados constantes da Tabela 06, que permite escolher como representativo o modelo com intercepto restrito e sem tendência, que reúne com clareza as condições de aceitabilidade no nível de 5% de significância, aceitando-se a hipótese nula que o *rank* considerado seja igual ou menor a um, segundo os dois critérios considerados. Essa decisão se confirma pela análise da função de máxima verossimilhança, como o valor máximo, e também pelo critério de Hannan Quinn.

Depois de realizada a estimativa da relação de co-integração, o vetor de co-integração verificado para o modelo brasileiro (variáveis IGPbr e IPCusa) é **[1 -4.0531]**. Esse resultado é significativo ao nível de 5% de significância, aplicando-se teste t sobre o vetor normalizado; o teste LR de restrição conjunta apresentou como valor calculado $X^2_{(1)} = 2,9855$, inferior ao valor crítico de 3,84, ao nível de 5 % significância.

Para o modelo Argentino, o vetor de co-integração verificado entre as variáveis IPCargen e IPCusa é **[1 -2,3279]**. Esse resultado é significativo ao nível de 5% de significância, aplicando-se teste t sobre o vetor normalizado; o teste LR de restrição

conjunta apresentou como valor calculado $X^2_{(1)} = 2,7107$, inferior ao valor crítico de 3,84, ao nível de 5 % significância.

Após a obtenção desses resultados, nos testes de co-integração para o VAR (12) do Brasil e para o VAR (14), da Argentina, fica confirmada a hipótese de co-integração entre as variáveis testadas, que utiliza a versão relativa da PPC. Existe uma relação de convergência de longo prazo para a taxa de câmbio real, nesses dois modelos, desde que se considere o diferencial entre preços domésticos e internacional. Este resultado demonstra que existe uma relação entre os preços dos *tradeables* e dos *non tradeables* representada, no caso do Brasil, pela razão entre os Índice Geral de Preços (IGP) medido pela Fundação Getúlio Vargas, período compreendido entre 1980 a 2002, e o *Consumer Price Index* – IPC dos Estados Unidos, do mesmo período.

No caso da Argentina, essa relação existe e é dada pela razão entre o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) argentino e também o *Consumer Price Index* – IPC dos Estados Unidos.

O tratamento empírico da hipótese de paridade de poder de compras, para o Brasil, tem apresentado inúmeras divergências decorrentes de diferentes especificações para o modelo econométrico envolvido, ou devido à versão da PPC que se deseja utilizar. No caso da utilização da PPC relativa, como resultou neste trabalho, a simples utilização de determinado deflator para a taxa de câmbio nominal, IPA, IPC, etc, pode interferir na hipótese de raiz unitária e na hipótese de co-integração. A explicação para esse fato recai sobre o comportamento das séries brasileiras relevantes e utilizadas, que se apresentam bastante irregulares (Holland, 1998). Esse mesmo entendimento pode ser tomado para as séries de índices de preços para a Argentina, considerando que, nesse país, existe uma similaridade com o Brasil, tanto no comportamento dos preços domésticos como nas formas de tratamento dos desvios.

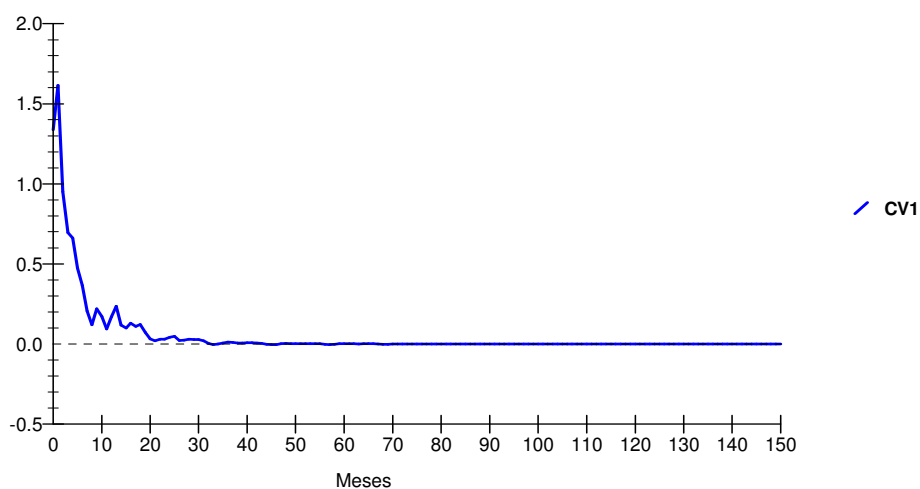
Assim, aceita-se o modelo da PPC relativa para essas duas economias, o que equivale a dizer que os movimentos das taxas de câmbio tendem a procurar manter as taxas de câmbio real. Dessa forma, torna-se muito importante o comportamento das taxas de inflação domésticas, pois em períodos de inflação acelerada, tal afirmação tende a ficar enfraquecida.

3.6 Função Impulso-resposta nos vetores co-integrados

Após se ter chegado aos vetores de co-integração para cada modelo, que estabelecem as relações de equilíbrio de longo prazo, é possível fazer a análise de suas funções de impulso-resposta sistêmica e impulso-resposta para choque nas equações.

Para o modelo brasileiro, o impulso de uma unidade de desvio-padrão do resíduo, que é de 2,43 pontos percentuais sobre a variável $dIGPbr$, resulta em um desvio do equilíbrio, por unidade de tempo considerado (mês). No primeiro mês, o desvio chega a 0,49 % da unidade de desvio-padrão; no segundo mês, 0,60%, e partir do 3º mês, o impacto inicia um movimento de retorno ao equilíbrio (3º mês, 0,25 %, 4º mês 0,24 %, 5º mês 0,17%). A partir do 20ª mês, retorna-se ao equilíbrio (ver Gráfico 01). De uma forma geral, a resposta do sistema a um impulso de uma unidade de desvio-padrão sobre a equação $dIGPbr$ é relativamente boa, considerando que não ocorre uma desestruturação sistêmica significativa.

Gráfico 01 - Impulso-resposta generalizado sobre o vetor de co-integração para o Brasil, para o choque de uma unidade de desvio-padrão, sobre a equação $dIGPbr$

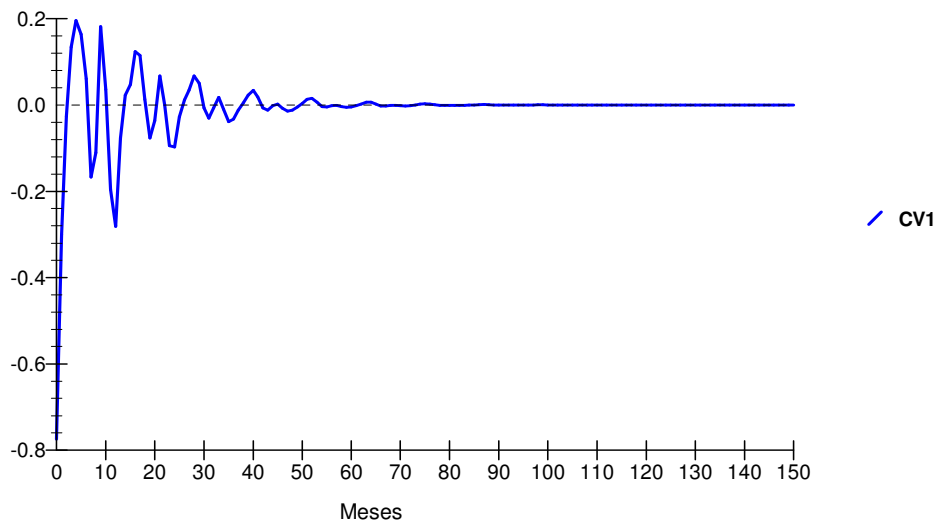


Fonte: Elaboração dos autores.

Considerando-se a resposta a um choque de uma unidade de desvio-padrão dos resíduos de 0,21 pontos percentuais sobre a variável $dIPCusa$, observa-se que o comportamento do sistema também permanece satisfatório. Ocorre um desvio do equilíbrio oscilando entre $-0,2$ e $0,2$, que será eliminado a partir do 40º mês (ver Gráfico 02).

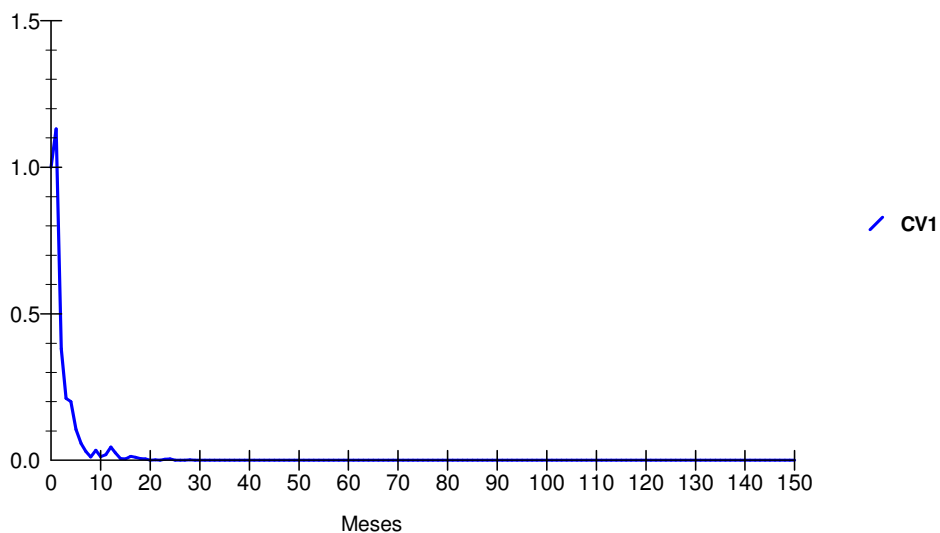
A análise das respostas apresentadas pelo sistema, aos choques, permite o entendimento de que o vetor de co-integração do modelo pode ser considerado adequado, indicando a existência de convergência de longo prazo entre as variáveis (Gráfico 03).

Gráfico 02 - Impulso-resposta generalizado sobre o vetor de co-integração para o Brasil, para o choque de uma unidade de desvio-padrão, sobre a equação $dIPCusa$



Fonte: Elaboração dos autores.

Gráfico 03 - Efeito de persistência sobre o vetor de co-integração, Brasil, resultante de um choque sistêmico

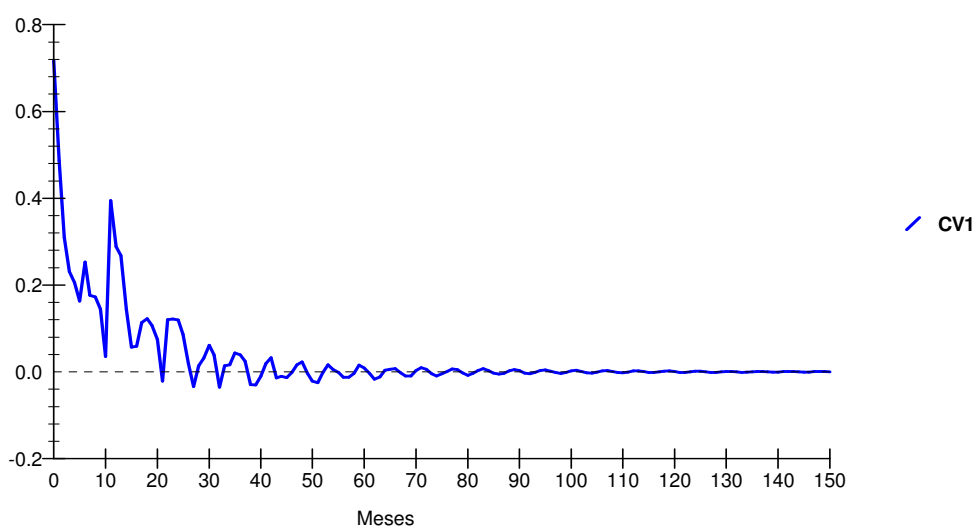


Fonte: Elaboração dos autores.

Para o modelo argentino, também se observa a sua consistência. Semelhantemente ao modelo brasileiro, respostas a choques sobre as equações apresentam uma pequena variabilidade sistêmica inicial, voltando ao equilíbrio após algum tempo. O impulso de

uma unidade de desvio-padrão do resíduo, que é de 1,22 pontos percentuais sobre a variável *dIPCargen*, resulta em um desvio do equilíbrio sistêmico, por unidade de tempo considerado (mês). No momento do choque, o desvio chega a 0,71 % da unidade de desvio-padrão; no primeiro mês, 0,48%, no 2º mês, 0,30%, indicando um retorno ao equilíbrio.

Gráfico 04 - Impulso-resposta generalizado sobre o vetor de co-integração para a Argentina, para o choque de uma unidade de desvio-padrão, sobre a equação para *dIPCargen*



Fonte: Elaboração dos autores.

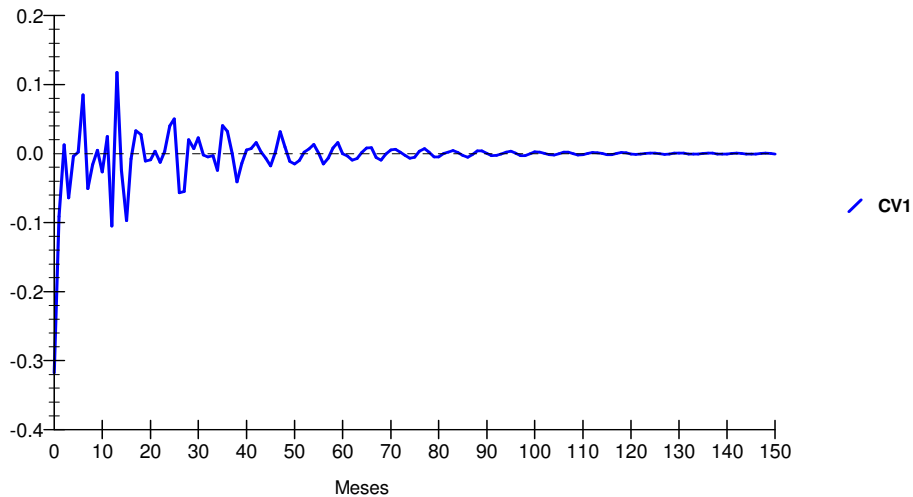
Percebe-se, no entanto, que o impacto do choque permanece mais tempo atuando no sistema, indo absorver-se melhor a partir do 65º mês subsequente, ou seja, a sua magnitude é maior se comparado ao modelo brasileiro, em relação à variável que representa índice de preços interno (Gráfico 04).

Quanto ao impulso-resposta observado sobre o vetor de co-integração argentino, de uma unidade de desvio-padrão de 0,21 pontos percentuais sobre a variável *IPCusa* (Gráfico 05), observa-se um comportamento para o modelo argentino semelhante ao do modelo brasileiro, porém de maior magnitude e de menor amplitude.

O Gráfico 06 permite observar-se o efeito de persistência apresentado pelo vetor de co-integração argentino, resultante de um choque sobre o sistema. Percebe-se uma semelhança bastante acentuada entre o comportamento do modelo argentino e o do modelo

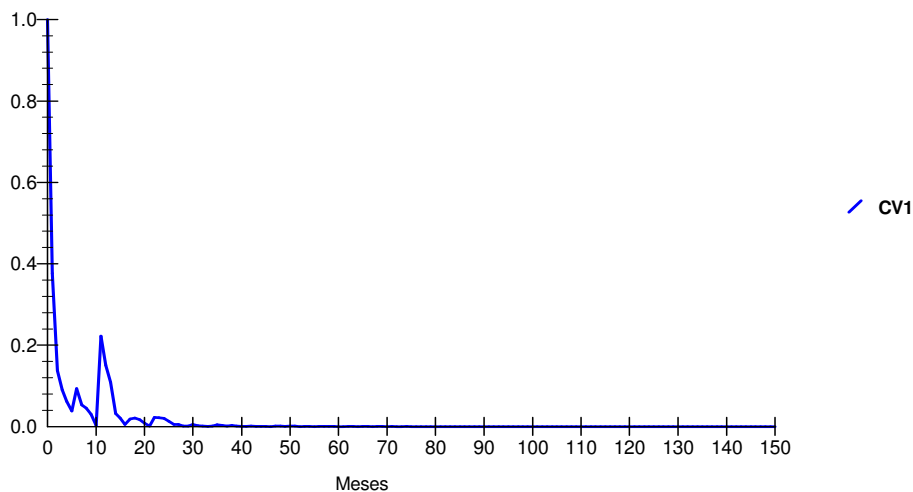
brasileiro. A variação entre os dois modelos é que no argentino a amplitude do choque é menor, ambos convergindo ao equilíbrio no longo prazo.

Gráfico 05 - Impulso-resposta generalizado sobre o vetor de co-integração para a Argentina, para o choque de uma unidade de desvio-padrão, sobre a equação dIPCusa



Fonte: Elaboração dos autores.

Gráfico 06 - Efeito de persistência sobre o vetor de co-integração, Argentina, resultante de um choque sistêmico



Fonte: Elaboração dos autores.

4 MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS VETORIAL

Existindo um vetor de co-integração entre variáveis de séries temporais, significa que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis. Então, é possível se especificar um modelo de correção de erros – ECM, que capte os impactos de curto prazo das variáveis explanatórias sobre a variável dependente, sem que haja perda das informações de longo prazo (Engle e Granger, 1987, p.255-259). Porém existem ainda alguns problemas que cercam sua aplicação prática. A Tabela 07 mostra o valor do ecm, para o vetor de co-integração das variáveis brasileiras e argentinas.

Tabela 07 – Coeficientes apresentados para o ecm das diversas variáveis.

Variáveis explicativas	Coeficientes	Desvio-Padrão	Estatística t
Vetor de co-integração para as variáveis brasileiras			
Δ IGPbr	-0,13099	0,046431	-2,8211
Δ IPCusa	0,0086416	0,0070616	1,2237
Vetor de co-integração para as variáveis argentinas			
Δ IPCargen	-0,15214	0,057423	-2,6494
Δ IPCusa	-0,0031866	0,013937	-0,22865

Fonte : Elaboração dos autores.

O modelo de correção de erros do vetor para as variáveis brasileiras mostra o impacto de curto prazo de variações ocorridas nas variáveis IGPbr e IPCusa sobre a taxa de câmbio real, ou, quanto deve apreciar ou depreciar a moeda brasileira para que a taxa de câmbio retorne ao equilíbrio.

O coeficiente da variável de correção de erros, ecm(-1) indica a percentagem de correção (apreciação ou depreciação) que tende a ocorrer imediatamente no período subsequente ao choque (variação significativa e repentina), em um movimento de retorno ao equilíbrio de longo prazo. Para ser válido, considera-se a sua significância estatística.

Então, o coeficiente de correção de erros para IGPbr, com sinal negativo, indica que a tendência da taxa de câmbio nominal é depreciar-se, a cada período subsequente a um choque no Índice Geral de Preços (Brasil), em torno de 13 % do desvio em relação ao equilíbrio (13 % sobre o choque). A estatística t desse coeficiente mostra-se significativa a um intervalo de 95 %. Logo, o efeito de um choque de 10 % sobre o IGP deveria resultar

em uma depreciação na taxa de câmbio nominal brasileira em torno de 1,3 %, no mês subsequente, para que a taxa de câmbio real retornasse ao equilíbrio.

O coeficiente do $ecm(-1)$ para variações em IPCusa não se mostrou significativo, pela estatística t em nível de 5% de significância, tanto no vetor de co-integração para o Brasil como para a Argentina, assim sendo não merece maiores considerações.

O coeficiente de correção de erros para IPCargen, índice de preços interno para a Argentina, também apresenta sinal negativo, indicando então um percentual de 15 % de depreciação sobre a variação no IPC, para o ajuste da taxa de câmbio, no primeiro mês subsequente ao choque, no movimento de retorno ao equilíbrio de longo prazo.

Pode-se verificar que os índices de correção e retorno ao equilíbrio são relativamente próximos nos dois países e se apresentam em patamares de suave ajustamento, o que é benéfico para a variável taxa de câmbio.

4.1 Condições de estabilidade dos coeficientes

A fim de atender aos pressupostos de estabilidade dos coeficientes e dos resíduos da regressão para que se obtenha bons estimadores para o modelo de correção de erros, procedeu-se aos testes abaixo descritos.

O teste da correlação serial dos resíduos do $ecm(-1)$, sobre a equação do Índice geral de preços do Brasil – IGPbr, equação representativa para o modelo do Brasil, apresentou evidência de ausência de correlação para os coeficientes mediante as estatísticas t, do multiplicador de Lagrange e o teste F (Anexo 48). Para a estatística t, os valores de t calculado são inferiores aos valores críticos, indicando a aceitação da hipótese nula de não-correlação. Para o multiplicador de Lagrange (LM), o valor calculado de $X^2_{(12)} = 13,1538$ se mostrou inferior ao valor crítico de $X^2_{(12)} = 21,0261$, e a estatística F, o valor calculado de $F_{(12,214)} = 0,99714$, é inferior ao valor crítico de $F_{(12,214)} = 1,80$. Esses valores permitem se rejeitar a hipótese nula de existência de correlação.

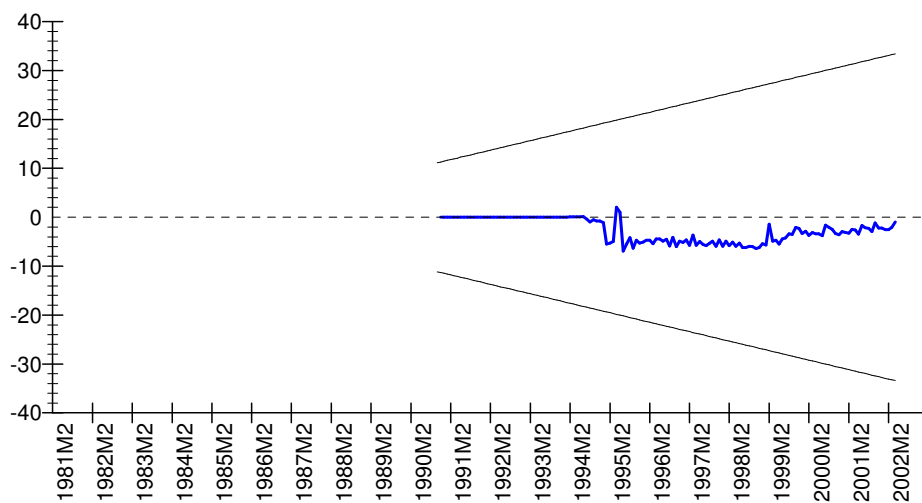
O teste de raiz unitária do $ecm(-1)$, equação do IGPbr, evidencia ausência de raiz unitária, indicando estabilidade para o estimador do ecm . Não havendo correlação, observa-se o valor de DF que se mostrou superior ao valor crítico de -5,0658 ao nível de 5% de significância.

A estabilidade estrutural do modelo de correção de erros vetorial $ecm(-1)$, equação do IGPbr, (Gráfico 07) através da soma cumulativa dos resíduos recursivos (CUSUM), permite a percepção de que existe estabilidade estrutural ainda que ocorram afastamentos

de zero, porém nunca significando uma quebra estrutural à medida que não toca nas bandas delimitadoras. Esse comportamento evidencia a estabilidade dos coeficientes do vetor dos estimadores β_t em decorrência de um choque permanente.

A esses testes submeteu-se o modelo ecm(-1) da equação do IPCargen, Argentina, por ser esta a variável significativa. O teste da correlação serial dos resíduos do ecm(-1) sobre a equação do Índice de Preços ao Consumidor, Argentina, apresentou evidência de ausência de correlação para os coeficientes mediante as estatísticas t, do multiplicador de Lagrange e o teste F. Para a estatística t, os valores de t calculado são inferiores aos valores críticos, indicando a aceitação da hipótese nula de não-correlação. Para o multiplicador de Lagrange (LM), o valor calculado de $X^2_{(12)} = 16,3032$ se mostrou inferior ao valor crítico de $X^2_{(12)} = 21,0261$, e a estatística F, o valor calculado de $F_{(12,214)} = 1,2278$ é inferior ao valor crítico de $F_{(12,214)} = 1,80$. Esses valores permitem se rejeitar a hipótese nula de existência de correlação.

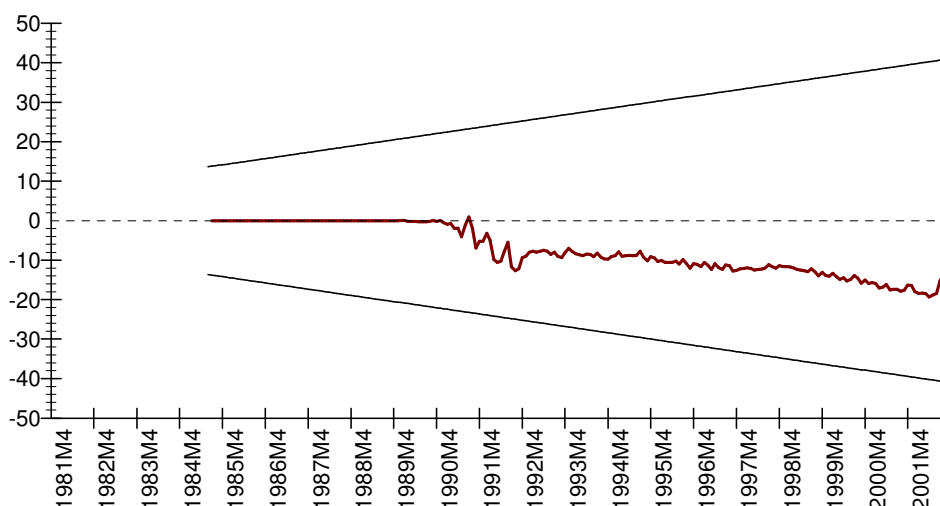
Gráfico 07 - Soma cumulativa dos resíduos recursivos para modelo brasileiro



Fonte:Elaboração dos autores.

O teste de raiz unitária do ecm(-1), equação do IPCargen, evidencia ausência de raiz unitária, indicando estabilidade para o seu estimador. Não havendo correlação, observa-se o valor de DF que se mostrou superior ao valor crítico de -5.8745 , ao nível de 5% de significância .

Gráfico 08 - Soma cumulativa dos resíduos recursivos para o modelo argentino



Fonte: Elaboração dos autores.

A estabilidade estrutural do modelo de correção de erros vetorial [ecm(-1)], equação do IPCargen, (Gráfico 08) através da soma cumulativa dos resíduos recursivos (CUSUM), permite a percepção de que existe estabilidade estrutural ainda que ocorram afastamentos de zero, porém nunca significando uma quebra estrutural à medida que não toca nas bandas delimitadoras. Esse comportamento evidencia a estabilidade dos coeficientes do vetor dos estimadores β_t em decorrência de um choque permanente.

4.3 Modelo de correção de erros ampliado

Ao ecm para o vetor de co-integração do Brasil foram adicionadas as variáveis taxa de juros do Brasil – SELIC e taxa de câmbio nominal da Argentina - TCargen, cada uma separadamente e depois as duas juntas, com a finalidade de verificar seus efeitos e possíveis distúrbios na relação de longo prazo. Os resultados podem ser observados através da Tabela 08, de onde pode-se inferir que o termo de correção de erros ecm(-1) para a equação significativa - dIGPbr mantém a sua estabilidade, permanecendo estatisticamente significativo ao nível de 5 %.

Tabela 08 – Resultados obtidos com a adição de variáveis – ecm ampliado Brasil.

Regressor	Coefficiente	t Student	LM $X^2_{(1)}$	LR $X^2_{(1)}$	F _(1, 231)
DIGPbr [ecm(-1)]	-0,15177	-3,0567 (-1,645)			
SELIC	0,011712	2,4581 (-1,645)	6,5002 (3,84146)	6,5844 (3,84146)	6,0424 (3,89)
DIGPbr [ecm(-1)]	-0,12308	-2,4376 (-1,645)			
TCargen	0,13290	1,1826 (-1,645)	1,5345 (3,84146)	1,5391 (3,84146)	1,3985 (3,89)
DIGPbr [ecm(-1)]	-0,16661	-3,2558			
SELIC e Tcargen			LM $X^2_{(2)}$	LR $X^2_{(2)}$	F _(2, 230)
	0,012049	2,1469			
	-0,14947	-0,11405	6,5142	6,5989	3,0148
DIGPbr [ecm(-1)]	respectivamente	(-1,645)	(5,99147)	(3,84146)	(3,04)
	-0,12058	-2,1878 (-1,645)			

Fonte: Elaboração dos autores.

Os valores entre parênteses indicam os valores tabelados, ao intervalo de confiança de 95 %.

A variável taxa de juros – SELIC adicionada ao ecm mostrou-se significativa pela estatística t, ao nível de 5% de significância. O valor de t de 2,4581 cai na região de rejeição da hipótese nula, o valor crítico para 255 graus de liberdade é de 1,64; a 10 % de significância esse valor é de 1,28. As demais estatísticas relativas à nulidade da hipótese de restrição conjunta da variável adicionada ser igual a zero são rejeitadas ao nível de 5% de significância (valores tabelados de LM e LR: 3,84 e de F 3,89).

A variável taxa de câmbio nominal argentina – Tcargen adicionada ao ecm não se mostrou significativa ao intervalo de confiança de 95%, valor crítico, 1,64 e tampouco a 10% de significância, valor crítico 1,28. Seu valor para t é de 1,18, caindo na região de aceitação da hipótese nula. Quanto às estatísticas LM, LR e F, que testam a hipótese de restrição conjunta da variável adicionada ser igual a zero, ambas indicam aceitação da hipótese.

Quando se adicionam as duas variáveis conjuntamente, SELIC e Tcargen, ao ecm, o seu coeficiente mantém sua significância estatística (t = -2,1878), porém diminuindo em magnitude de -0,15177 para -0,12058, mas mantendo o sinal negativo que indica depreciação da taxa de câmbio real. A variável SELIC mantém sua significância estatística demonstrada quando aplicada sozinha, e a Tcargen mantém sua não significância estatística, utilizando-se o valor do teste t. Quanto às outras estatísticas agora demonstradas sobre (SELIC + Tcargen), indicam a rejeição de a hipótese de restrição conjunta da variável adicionada ser igual a zero, com exceção da estatística F, que a aceita ao nível de significância de 5 % e a rejeita a 10% de significância.

Para o caso da Argentina, procedeu-se de igual forma. Adicionou-se ao [ecm(-1)] da equação significativa para o modelo argentino, DIPCargen, as variáveis taxa de juros argentina e taxa de câmbio nominal do Brasil, em separado e depois conjuntamente. Os resultados podem ser observados na Tabela 09.

Tabela 09 – Resultados obtidos com a adição de variáveis – ecm ampliado Argentina

Regressor	Coefficiente	t Student	LM $X^2_{(1)}$	LR $X^2_{(1)}$	F _(1, 231)
DIPCargen [ecm(-1)]	-0,15214	-2,6494 (-1,645)			
taxa juro arg.	0,7024E-7	8,0938 (-1,645)	57,0221 (3,84146)	64,6488 (3,84146)	65,5097 (3,89)
DIPCargen [ecm(-1)]	-0,14438	-2,8516 (-1,645)			
TCbr	0,3692E-3	1,0064765 (-1,645)	0,4719E-4 (3,84146)	0,4719E-4 (3,84146)	0,4719E-4 (3,89)
DIPCargen [ecm(-1)]	-0,15200	-2,4740			
Tx.Juro Arg e TCbr			LM $X^2_{(2)}$	LR $X^2_{(2)}$	F _(2, 230)
	0,7025E-7	8,0765			
	0,0051126	0,10173	57,0311	64,6605	32,6153
DIPCargen [ecm(-1)]	respectivamente	(-1,645)	(5,99147)	(3,84146)	(3,04)
	-0,14245	-2,6296 (-1,645)			

Fonte: Elaboração dos autores.

Os valores entre parênteses indicam os valores tabelados, ao intervalo de confiança de 95 %.

O termo de correção de erros [ecm(-1)] para a equação significativa - DIPCargen mantém a sua estabilidade, permanecendo estatisticamente significativo ao nível de 5 %.

A variável taxa de juros adicionada ao ecm do modelo argentino se mostrou significativa pela estatística t, ao nível de 5% de significância (Tabela 09). As demais estatísticas relativas à nulidade da hipótese de restrição conjunta da variável adicionada ser igual a zero, são rejeitadas ao nível de 5% de significância (valores tabelados de LM e LR: 3,84 e de F 3,89).

A variável taxa de câmbio nominal do Brasil – TCbr adicionada ao ecm não se mostrou significativa ao intervalo de confiança de 5%. Quanto às estatísticas LM, LR e F que testam a hipótese de restrição conjunta de a variável adicionada ser igual a zero, ambas indicam aceitação da hipótese.

Quando se adicionam as duas variáveis conjuntamente, Juros e TCbr, ao ecm, o seu coeficiente mantém sua significância estatística (t = -2,6296), também diminuindo em magnitude de -0,15214 para -0,14245, mas mantendo o sinal negativo que indica depreciação da taxa de câmbio real. A variável taxa de juro mantém sua significância

estatística demonstrada quando aplicada sozinha e a Tcbr mantém sua não significância estatística, utilizando-se o valor do teste t. Quanto às outras estatísticas agora demonstradas sobre (Taxa de juro + Tcbr) indicam a rejeição da hipótese de restrição conjunta da variável adicionada ser igual a zero, com exceção da estatística F, que a aceita ao nível de significância de 5 % e a rejeita a 10% de significância.

O modelo de correção de erros ampliado, tanto do modelo brasileiro como argentino, permite se observar que além dos índices de preços internos, as variáveis juros domésticos também se mostram significativas para o equilíbrio de longo prazo, em cada modelo. Por outro lado, quando se insere a variável taxa de câmbio nominal de um país sobre o modelo de correção de erros do outro, estas se mostram sem significância estatística, o que permite entender que a sua influência é muito pequena sobre o mecanismo de retorno à convergência de longo prazo.

Além desses entendimentos, a análise do ecm permite identificar outras questões importantes como se apresenta a seguir.

A variável DIGPbr, do modelo brasileiro, apresenta significância estatística em suas 1ª, 2ª, 5ª, 9ª e 10ª defasagens, logo os valores passados (t-1, t-2, t-3, t-5, t-9 e t-10) dela própria são relativamente importantes na explicação de seu comportamento.

A variável DIPCargen, do modelo argentino, apresenta significância estatística em suas 1ª, 2ª, 4ª, 10ª, 11ª, 12ª e 13ª defasagens, então os valores passados dela própria ajudam a explicar seu comportamento. Essa variável também sofre influência da variável índice de preço internacional em sua 13ª diferença.

A inclusão de outras variáveis ao modelo de correção de erros não evidenciou alterações, nos dois modelos, quanto à significância de suas defasagens (auto-regressividade) apresentadas acima.

No entanto, é possível se perceber que a inclusão da variável SELIC, no ecm para o Brasil, faz com que o coeficiente que representa o ajuste de curto prazo passe de 15 % para 12 %. No caso argentino, a inclusão da taxa de juro doméstica ao ecm faz o coeficiente do ajuste de curto prazo baixar de 15 % para 14%. Ou seja, o modelo brasileiro é mais sensível à variável juros interno do que o argentino.

4 CONCLUSÃO

Após este estudo, pode-se concluir que utilizando-se a versão relativa da PPC, chega-se, pelo procedimento de Johansen, a um vetor de co-integração para cada modelo, logo existe uma convergência de longo prazo entre as variáveis consideradas para essa

versão, tanto para o Brasil como para a Argentina. Os testes estatísticos denotam a validade dos resultados.

Pela análise econômica desses resultados, é possível concluir-se que existe uma relação de convergência de longo prazo, na questão de câmbio, para o Brasil e a Argentina, desde que se considere o diferencial entre preços domésticos e internacional.

A versão absoluta da PPC leva ao entendimento da existência de não co-integração entre as variáveis, ou seja, não existe uma relação de equilíbrio de longo prazo.

Entretanto, é possível se aceitar o modelo da PPC, mesmo com possíveis restrições, para essas duas economias, o que equivale a dizer que os movimentos das taxas de câmbio tendem a manter as taxas de câmbio real equilibradas. Dessa forma, torna-se muito importante o comportamento das taxas de inflação domésticas, ou seja, pressupõe a utilização e controle das políticas monetárias pois, em períodos de inflação acelerada, tal afirmação tende a ficar enfraquecida.

Pela análise da estimação do mecanismo de correção de erros, chega-se às variáveis mais significativas de cada modelo no curto prazo. Para o Brasil, a variável significativa é a que representa o índice de preços interno e, na ampliação do modelo de correção de erro, a variável taxa de juro doméstica também se mostrou importante e estatisticamente significativa. Para a Argentina, o índice de preços interno também representa a variável mais significativa, seguida da taxa de juros doméstica, semelhantemente ao modelo brasileiro.

Pode-se inferir que o estabelecimento de políticas econômicas coordenadas que busquem o alcance de metas comuns para as taxas de inflação e para as taxas de juros domésticas, entre as duas economias, vai conduzir a uma convergência cambial, no longo prazo. Essa convergência cambial resulta no ganho de estabilidade para ambos e significa uma intensificação no processo de integração do Mercosul.

No entanto, dadas as dificuldades encontradas para o desenvolvimento de trabalhos dessa natureza e já apontadas por outros pesquisadores, são necessários estudos complementares que permitam um maior grau de segurança.

BIBLIOGRAFIA

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. John Wiley & Sons, Nova York, 1995.

ENGLE, R.F. e GRANGER, C.W.J. Cointegration and Error Correction: Representation,

Estimation and Testing. **Econometrica**, n° 55, pág. 254-276, 1987.

FERREIRA, F.V. Modelo monetário da taxa de câmbio nominal: testes de cointegração para o Brasil, 1980 a 1997. In: **XXVI Encontro Nacional de Economia. Anais**. Vitória: ANPEC, 1998, p. 745-763.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. Tradução Ernesto Yoshida. São Paulo: MAKRON Books, 2000.

HANSEN, H. e JUSELIUS, K. **Cats in Rats – Cointeg analysis of times series**. Estima. Evanston, Illinois, 1995.

HILL, R. Carter; GRIFFITHS, George; JUDGE, George G. **Econometria**. Tradução Alfredo Alves de Farias; revisão técnica Rubens Nunes. São Paulo: Saraiva, 1999.

HOLLAND, Márcio. **Taxa de câmbio e regimes cambiais no Brasil**. 1998.256f.Tese (Doutorado em Economia). Instituto de Economia, UNICAMP, Campinas, 1998.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, n° 6, nov. 1991. (p. 1551-1580).

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economics Dynamics and Controls**, v. 12, june-sept, 1988.

JOHANSEN, S. e JUSELIUS, K. Maximum likelihood and Inference on Cointegration – with Application to the Demand for Money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, 1990.

KRUGMAN, P. e OBSTFELD, M. **Economia Internacional, teoria e política**.5ª ed. São Paulo: MAKRON Books, 2001.

ROSSI, J. W. **O Modelo Monetário de Determinação da Taxa de Câmbio: Testes para o Brasil**. IPEA. Texto para Discussão n° 393, 1995.

_____. Determinação da taxa de câmbio: testes empíricos para o Brasil. **Revista Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro, v.21,n.2, p.397-412, ago. 1991.

ZINI Jr., A. A. e CATI, R. Co-integração e taxa de câmbio: testes sobre PPP e termos de troca no Brasil de 1985 a 1990. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 23 n° 2. Rio de Janeiro: IPEA. Agosto, 1993.