

# Desvios da taxa de câmbio real nos principais países do Mercosul

*Thiago Rocha Fabris<sup>1</sup>*

*Divanildo Triches<sup>2</sup>*

**Resumo:** O objetivo do estudo é investigar os desvios da taxa de câmbio real em relação a paridade de poder de compra entre os principais países do Mercosul, considerando a decomposição dos preços *tradables* e *nontradables* no período de 1999 a 2015. Para tanto, empregaram-se testes econométricos de estacionariedade, de cointegração e de modelo de correção de erro, com base em dados mensais para os países selecionados. Os resultados indicaram que maiores variabilidades das taxas de câmbio nominais foram observadas na Argentina e no Brasil desvalorização média mensal de 1,50% e 0,45%, respectivamente. A economia brasileira se apresentando com menor grau de abertura. Os desvios observados da taxa de câmbio real em relação à paridade de poder de compra no curto prazo tendem a manter uma relação de convergência no longo prazo como sugere a teoria da paridade de poder de compra.

**Palavras-chave:** Taxa de Câmbio Real, Paridade Poder de Compra, Bens *tradables* e *nontradables*, Mercosul.

## *Real exchange rate deviations in the main Mercosur countries*

**Abstract:** The aim is to investigate the deviations of the real exchange rate in relation to purchasing power parity between the main Mercosur countries, considering the decomposition of tradable and nontradable prices in the period from 1999 to 2015. For this purpose, econometric stationarity, cointegration and error correction model, based on monthly data for the selected countries. The results pointed out that greater variabilities of nominal exchange rates were observed in Argentina and in Brazil, with an average monthly devaluation of 1.50% and 0.45%, respectively. The Brazilian economy presents itself with less degree of openness. The observed deviations from the real exchange rate in relation to the purchasing power parity in the short term tend to maintain a long-term convergence relation as suggested by the purchasing power parity theory.

**Key-words:** Real exchange rate, Purchase power parity, Tradables and Nontradables goods, Mercosur.

## *Desviaciones del tipo de cambio real en los principales países del Mercosur*

**Resumen:** El objetivo del estudio es investigar las desviaciones del tipo de cambio real en relación con la paridad del poder adquisitivo entre los principales países del Mercosur, considerando la descomposición de los precios de transables y no transables en el período de 1999 a 2015. Para ello, Se utilizaron pruebas econométricas de modelo de estacionariedad, cointegración y corrección de errores con base en datos mensuales para países seleccionados. Los resultados indicaron que la mayor variabilidad en los tipos de cambio nominales se observó en Argentina y Brasil con una devaluación promedio mensual de 1,50% y 0,45%, respectivamente. La economía brasileña está mostrando un menor grado de apertura. Las desviaciones observadas del tipo de cambio real con respecto a la paridad del poder adquisitivo en el corto plazo tienden a mantener una relación de convergencia en el largo plazo, como sugiere la teoría de la paridad del poder adquisitivo.

**Palabras clave:** Tipo de Cambio Real, Paridad del Poder Adquisitivo, Bienes transables y no transables, Mercosur.

<sup>1</sup> Doutor em Economia - UNISINOS. Professor do Programa de Pos-Graduação de Desenvolvimento Socioeconômico - PPGDS/UNESC.

<sup>2</sup> Doutor em Economia. Professor da UNISINOS..

## Introdução

A volatilidade da taxa de câmbio real tende estar associada aos movimentos dos preços relativos dos bens não transacionáveis no mercado internacional e, portando, do desvio da paridade do poder de compra. Esse fato ocorre pela diferença na velocidade de ajustamento dos preços dos bens exportados e importados e dos preços dos bens demandado exclusivamente no mercado doméstico. Como resultado, o grau da mudança nos preços ou *pass-through* para a taxa de câmbio é menor para os não bens transacionáveis do que para os bens transacionáveis no mercado internacional como abordam Burstein et al (2005) e Triches e Florentin (2018) <sup>3</sup>

Outro fator que pode causar mudanças na taxa de câmbio real, conforme Ruffin (2014), é o diferencial de produtividade verificado entre esses dois conjuntos de bens. Para avaliar de forma mais rigorosa os movimentos da taxa de câmbio real, a literatura utilizou-se da decomposição, proposta por Engel (1999), entre os preços dos bens transacionáveis e bens não transacionáveis internacionalmente. No entanto, os estudos têm produzido resultados conflitantes sobre o papel dos bens *nontradables* na determinação das taxas de câmbio reais. Chari et al. (2002) apoiam Engel (1999) na afirmação de que o preço relativo dos bens não comercializados desempenha pequeno papel na determinação das taxas de câmbio reais agregadas. Betts e Kehoe (2008) encontraram correlação simples entre taxas de câmbio reais bilaterais para 50 países e o preço relativo bilateral de produtos *nontradables*.

O lento ajustamento dos preços dos bens e serviços não comercializáveis é apontado como a principal causa do grande declínio em taxas de câmbio reais e concomitantes a baixas taxas de inflação que ocorre após grandes desvalorizações como discorrem Burstein et al (2005). Esse fato é corroborado por meio da análise de cinco grandes episódios de desvalorização como da Argentina (2002), Brasil (1999), Coréia (1997), México (1994) e Tailândia (1997). Para Dotsey e Duarte (2008), os preços dos bens não comercializados para consumo final e os preços insumos para produção de bens transacionáveis finais são fatores cruciais que influenciam os movimentos

---

<sup>3</sup> Ao longo do texto, usam-se os termos de forma indistinta bens *nontradables* ou não transacionáveis e bens *tradables* ou transacionáveis no mercado internacional.

de preços relativos internacionais e estes afetam os movimentos da taxa de câmbio real.

Nesse contexto, objetiva-se investigar os desvios da taxa de câmbio real em relação a paridade de poder de compra entre os principais países do Mercosul, considerando a decomposição dos preços dos produtos *tradables* e *nontradables* no período de 1999 a 2015. Esse estudo justifica-se, pois, nesse período também, tem-se observado uma relativa estabilidade macroeconômica, além de ampliar as evidências empíricas por meio da utilização de modelos econométricos VAR/VEC e uso da função impulso-resposta. Destaca-se ainda como contribuição de investigar a decomposição do nível de preço dos bens *tradables* e *nontradables* e sua implicação na estabilidade da taxa real de câmbio e à existência de escassez desse tipo de estudo para os países do Mercosul, ou seja, para a Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai.

O artigo está estruturado em mais quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção faz-se uma breve revisão dos desvios da paridade do poder de compra, bens *tradables* e *non-tradables* e estudos empíricos. Na terceira seção, abordam-se os aspectos metodológicos estimação do modelo econométrico. A quarta trata da análise dos resultados. Por fim, na quinta seção, encontram-se as conclusões.

## 1. Desvios da paridade do poder de compra

O desvio da paridade do poder de compra é medido pela taxa de câmbio real. No caso de ausência desse desvio o valor da taxa de câmbio é igual a unidade e a paridade de poder de compra relativa é constante. Assim a taxa de câmbio real,  $\theta_t$  é definida por (1)

$$\theta_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t} \quad (1)$$

em que  $S_t$  taxa de câmbio *spot* da moeda estrangeira em relação à moeda nacional,  $P_t$ , nível de preços doméstico,  $P_t^*$ , nível de preços externos. A presença de uma correlação forte entre a taxas de câmbio nominal e real indica rigidez de preços. Assim, se  $P_t$  e  $P_t^*$  são rígidos, logo, os movimentos da taxa de câmbio real provocam variações na taxa de câmbio nominal.

A decomposição proposta por Engel (1999) é usada para avaliar os movimentos da taxa de câmbio real. Desse modo, definem-se  $P_t$  como uma média geométrica dos preços dos bens *tradables*  $P_t^T$  e dos preços *nontradables* ou  $P_t^N$ , logo;

$$P_t = (P_t^T)^{1-w} (P_t^N)^w \quad (2)$$

De forma análoga para os preços externos.

$$P_t^* = (P_t^{T*})^{1-w^*} (P_t^{N*})^{w^*} \quad (3)$$

Substituir (2) e (3) em (1), tem-se

$$\theta_t = \frac{S_t (P_t^{T*})^{1-w^*} (P_t^{N*})^{w^*}}{(P_t^T)^{1-w} (P_t^N)^w} \quad (4)$$

ou ainda,

$$q_t = \frac{S_t P_t^{T*} \left(\frac{P_t^{N*}}{P_t^{T*}}\right)^{w^*}}{P_t^T \left(\frac{P_t^N}{P_t^T}\right)^w} \quad (5)$$

Expressando a equação (5) em forma de logarítmica, tem-se

$$q_t = q_t^T + q_t^N \quad (6)$$

onde  $q_t = \log(\theta_t)$ ,  $q_t^T = \log\left(\frac{S_t P_t^{T*}}{P_t^T}\right)$  e  $q_t^N = w^* \log\left(\frac{P_t^{N*}}{P_t^{T*}}\right) - w \log\left(\frac{P_t^N}{P_t^T}\right)$ . Assim, o movimento da taxa de câmbio real está associado a esses dois componentes; o primeiro refere-se ao desvio da lei do preço único dos bens *tradables*,<sup>4</sup> e, segundo, aos preços relativos dos bens *nontradables* no comércio internacional. A maioria dos movimentos da taxa de câmbio real são provocados pelo desvio da lei do preço único.

Seguindo literatura empírica, Piton (2017) define que um bem ou serviço é caracterizado como *tradables* de acordo com sua capacidade de negociação no comércio internacional. De forma mais específica, bens cujo percentual transacionado superarem 10% do produto total levando-se em consideração a soma das importações e exportações devem ser classificados como *tradables*.

<sup>4</sup> A lei do preço único afirma que, em mercados concorrentes, livres de custos de transporte e barreiras oficiais ao comércio, bens idênticos comercializados em países diferentes são vendidos pelo mesmo preço quando forem expressos na mesma moeda com abordam Krugman et al (2018).

A abordagem percentual de 10% possui certo caráter arbitrário, pois é permissível adotar 5 ou 15% por exemplo, com o viés de perda de clareza nos resultados. Complementarmente, Burstein et al (2003) ressaltam que em sua origem a classificação se daria pelos bens como *tradables* e pelos serviços como *nontradables*. Todavia, a consideração de todos os bens como *tradables* revela-se perigosa, visto que poderia se estar desconsiderando o valor dos custos distributivos no preço dos bens.

Os resultados encontrados por Burstein et al (2003) para o mercado europeu revelam que o ajuste lento dos bens *nontradables* se constitui como principal força por trás das quedas nas taxas de câmbio real, desviando-se da paridade do poder de compra. A principal argumentação dos autores é que a real indução às baixas taxas de inflação é proveniente dos bens *nontradables*, e não dos bens *tradables*. Em contraste, Engel (1999) obtém como conclusão para o mercado norte-americano que os preços dos bens *nontradables* não são significativos para entender os movimentos da taxa de câmbio real no curto e médio prazo.

Relacionando o mercado norte-americano com o mexicano, Mendoza (2006) também conclui que para países emergentes como o México, grandes flutuações no mercado de câmbio podem estar relacionadas a variações nos preços dos bens *nontradables*. Para o autor, movimentos de depreciação cambial podem ocasionar colapsos nos preços dos bens *nontradables*, da taxa de câmbio real e do consumo. De forma adicional, resultados demonstram que o grau de variabilidade de preço dos bens *nontradables* e a taxa de câmbio real é determinada pelo grau de dolarização do passivo da economia. Dotsey e Duarte (2008) também encontra relação entre as flutuações da taxa de câmbio real e as variações de preços dos bens *nontradables*. As evidências, na economia chilena encontradas por Pinto (2013), revelam que somente no longo prazo, ou seja, período superior a 100 anos, a hipótese de estacionariedade da taxa de câmbio real é satisfeita. Para intervalos de tempo inferiores predomina um comportamento aleatório, explicado no médio prazo por políticas monetárias, alterações nos regimes cambiais e nas metas inflacionárias.

Na abordagem do caso neo-zeolandês, Falvey et al (2014) conclue que os preços dos bens *nontradables* influenciam diretamente os bens *tradables* devido a sua contribuição nos serviços destes bens. Ainda para o autor, os

bens *nontradables* tenderiam que possuir maiores preços devido ao preço do capital, a mão-de-obra não qualificada e a déficits comerciais. De forma análoga, a precificação dos bens *tradables* aumentaria concomitante aos bens *nontradables* devido aos custos de insumos, em conjunto com as barreiras comerciais e impostos indiretos.

Para o Brasil, as pesquisas sobre este tema, tornaram-se mais relevantes durante as décadas de 1980 e 1990, devido às práticas utilizadas pelos governos em usar as taxas de câmbio como um dos instrumentos mais relevantes para o combate e para controle da inflação. Nos estudos que seguiram, vários deles buscaram testar a validade da hipótese da Paridade do Poder de Compra (PPC) usando os testes de cointegração como o de Feijó e Morales (2008). Já Pereira e Holland (1999) analisaram as possibilidades para validação da hipótese da paridade do poder de compra no Brasil, e buscaram investigar de forma empírica o período compreendido entre 1974 e 1997. Ao final dos testes e análise dos resultados, os autores mostraram que a taxa de câmbio tende a se manter no seu nível da taxa de câmbio real, verificando, portanto, a validade a PPC. Wanzeller (2014) e Santos et al (2015) mostraram estacionariedade da taxa de câmbio real apenas no curto prazo.

O comportamento da taxa de câmbio e indicadores de inflação dos países do Mercosul no período fev./1999 a ago./2016 está ilustrada na tabela 1. Nota-se que as maiores variabilidades da taxa de câmbio foram observadas na economia da Argentina, com um desvio padrão de 7,58 e na economia brasileira com 4,46 o que representou uma desvalorização média mensal de 1,50% e 0,45%, respectivamente ao longo do período. Salienta-se que o regime cambial da Argentina era fixo até meado de 2001, após ela experimentou uma forte desvalorização da moeda. No caso do Brasil, as maiores desvalorizações do real ocorrem, em 1999 com a implementação da meta de inflação, em 2001, marcado pelo período de incerteza, provocado pelas eleições presidencial e o ataque terrorista aos EUA, em 2008, com a crise financeira internacional, a partir de 2014, com a crise política que culminou com a destituição da presidência da república. O Paraguai apresentou a menor variabilidade e menor média desvalorização da moeda local frente ao dólar dos EUA. Em termos de variabilidade dos preços dos bens *tradables*, as mais elevadas foram registradas pelo Paraguai, com desvio

padrão de 1,640 e uma média mensal de crescimento de 0,59% e pela Argentina, na ordem, com 1,267 e 0,92%.

Tabela 1 – A volatilidade da taxa de câmbio e indicadores de inflação dos países do Mercosul no período fev./1999 a agos./2016

Países	Argentina		Brasil		Paraguai		Uruguai	
	Média (%)	Desv. padrão	Média (%)	Desv. padrão	Média (%)	Desv. padrão	Média (%)	Desv. padrão
Taxa de Câmbio	1,497	7,581	0,455	4,469	0,361	3.190	0,518	3,722
Tradables	0,921	1,267	0,578	0,627	0,595	1.640	0,662	0,854
Não tradables	0,926	1,185	0,547	0,403	0,450	0,524	0,656	0,905
Taxa de Inflação	0,935	1,197	0,557	0,387	0,534	0,906	0,672	0,7264

Fonte: CEPAL

Nota: a taxa de câmbio é relativa a moeda local em relação ao dólar dos Estados Unidos.

Por fim, o comportamento da taxa de inflação é bastante similar daquele verificado pela taxa de câmbio, Paraguai registrou a menor taxa média mensal, com elevação dos preços em 0,53%, ligeiramente acima aparece o Brasil, com 0,55%, em seguida, Uruguai, com 0,67% e Argentina com 0,93. A menor variabilidade desse indicador foi registrada pela economia brasileira e maior pela Argentina.

## 2. Metodologia de estimação

Os trabalhos empíricos que fazem uso de séries temporais têm como pressuposto básico a estacionariedade das séries temporais, a violação desta hipótese leva a resultados espúrios. Para Enders (2014) e Greene (1997), a não estacionariedade pode apresentar requisitos estatísticos, mas torna a análise econômica irrelevante. Estatisticamente, um processo qualquer é estacionário se sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e se a covariância, entre dois períodos de tempo, depender apenas da distância do intervalo ou da defasagem entre os mesmos. Bueno (2015) ressalta que a estacionariedade é fundamental na análise de séries temporais por que permite que se proceda inferências estatísticas sobre os parâmetros estimados com na base na realização de processos estocásticos.

Para identificar a estacionariedade das séries os testes de raiz unitária mais utilizados pela literatura são o de Dickey & Fuller (1979 e 1981) e Phillips

e Perron (1988). Phillips e Perron (1988), por sua vez, propuseram um método para identificar a presença de raiz unitária, que modifica a estatística t para que a autocorrelação dos erros não afete a distribuição assintótica da estatística do teste.

O modelo Vetor Auto Regressivo (VAR) também é utilizado pela necessidade da abordagem multivariada, pois consiste em equações simultâneas e permite verificar os efeitos defasados das variáveis relevantes sem a necessidade de se determinar quais são as variáveis endógenas e exógenas no modelo. Bueno (2015) relata a necessidade de observação das restrições equacionais da modelagem nos parâmetros como fundamento da metodologia do VAR. Neste tipo de modelo, consideramos os choques como estruturais pois afetam individualmente as variáveis endógenas preestabelecidas. Um dos objetivos da aplicação do modelo VAR é o desenvolvimento de técnicas que impeçam ou diminuam o efeito *feedback*, ou seja, a correlação individual de cada variável e seus erros. Objetivamente, o modelo VAR em si não permite identificar todos os parâmetros da forma estrutural.

Para tanto, impõe-se certas restrições e trabalha-se com a denominada função impulso resposta. A limitação do efeito feedback neste caso se dá pela imposição de alguns coeficientes da equação como sendo iguais a zero, sendo que a ordenação das variáveis suporta a determinação dos coeficientes a serem zerados. A concepção original previa que dada relação simultânea entre variáveis, seu tratamento deveria ser idêntico, independente do caráter endógeno ou exógeno. O modelo VAR de ordem p com um vetor com n variáveis endógenas, conectadas entre si por matriz A pode ser representada, conforme a equação (7);

$$q_t = A_0 + A_1 q_{t-1} + \dots + A_p q_{t-p} + B_0 q_t^T + B_1 q_{t-1}^T + \dots + B_p q_{t-p}^T + C_0 q_t^N + C_1 q_{t-1}^N + \dots + C_p q_{t-p}^N + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde  $q_t$ ,  $q_t^T$ ,  $q_t^N$  são as variáveis do modelo previamente definidas;  $A_0$  representa o vetor de termos de interceptos;  $A_1, \dots, A_p$ ;  $B_1, \dots, B_p$ ;  $C_1, \dots, C_p$  são matrizes n x n de coeficientes que relacionam valores defasados das variáveis endógenas e  $\varepsilon_t$  é um vetor n x 1 de erros,  $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d} (0, \sigma^2)$ . A escolha do número de defasagens do VAR é comumente utilizada, na literatura, os



critérios de seleção de AIC (Akaike information criterion) e o BIC (Bayesian information criterion) que incorporam uma penalidade para o aumento no número de parâmetros uma vez que os modelos mais parcimoniosos são escolhidos. Os menores valores de AIC e BIC devem ser escolhidos. Ressalta-se que após a escolha do número ótimo de defasagens, conforme os critérios estabelecidos, verificou-se a ausência de autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos. Nos casos em que se observou a violação de algumas destas hipóteses uma nova defasagem foi escolhida para o modelo até que as hipóteses consideradas sejam validas.

Para verificar a relação causal entre as variáveis, utilizou-se o teste de causalidade de Granger. Esta técnica permite verificar se uma determinada variável causa, no sentido Granger, outra variável podendo, até mesmo possuir um sentido bidirecional, conforme Granger (1969). Para fins de exemplificação expressamos a relação de causalidade entre  $q_t$  e  $q_t^T$ , equações (8) e (9), para as demais variáveis a análise segue na mesma direção.

$$q_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i q_{t-i}^T + \sum_{j=1}^n \beta_j q_{t-j} \quad (8)$$

$$q_t^T = \sum_{i=1}^n \alpha_i q_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j q_{t-j}^T \quad (9)$$

Assim, se  $\beta_1 = \beta_2 = \beta_j = 0$  e  $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_i = 0$ , então não existe causalidade entre  $q_t$  e  $q_t^T$ ; se  $\beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_j \neq 0$  e  $\alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_i \neq 0$ , então existe causalidade bidirecional entre as variáveis; se na equação (8)  $\alpha_i = 0$  e na Equação (9)  $\beta_j \neq 0$ , existe causalidade unidirecional de  $q_t$  para  $q_t^T$ ; e, se na equação (8)  $\alpha_i \neq 0$  e na equação (9)  $\beta_j = 0$ , existe causalidade unidirecional de  $q_t^T$  para  $q_t$ .

A PPC pode ser verificada se a equação definida em (7) for cointegrada. Se existir uma combinação-linear entre as variáveis tal que o erro seja estacionário pode-se inferir que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis. Caso contrário, a PPC não pode ser corroborado pelo modelo proposto. Desta forma, a condição da PPC é verificada somente no longo prazo. Para definir o número de vetores de integração utilizou-se a metodologia

proposta por Johansen (1988) que fazem uso do estimador de máxima verossimilhança para testar a presença de  $n$  vetores de cointegração.

As séries temporais referentes aos preços dos bens *tradables* e *nontradables* foram extraídos da Cepal para o período de janeiro de 1999 a dezembro 2015, portanto, com periodicidade mensal, totalizando uma amostra com 192 observações. Para as taxas de câmbio, utilizou-se a cotação do fechamento, no final do período, em relação ao dólar dos Estados Unidos da América e coletada nos respectivos bancos centrais dos países Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai. O método de taxa de câmbio cruzada foi empregado para obter a cotação da taxa de câmbio real direta entre cada par de países.

### 3. Análise de descrição dos resultados

A participação dos bens *tradables* e *nontradables* na decomposição dos preços é tratada frequentemente como uma medida do grau de abertura da economia. Desta forma, as estimativas da decomposição dos preços nos países selecionados, como ilustra a tabela 1, revela que o Brasil possui uma economia mais fechada em relação aos demais países, em que a composição dos *nontradables* equivalente a 0,61. De forma contrária, Argentina e Uruguai apresentam o menor grau de participação dos *nontradables* na composição dos níveis de preços, com 0,12 e 0,32 respectivamente. Contudo, parâmetro estimado para a economia argentina não se mostrou significativo. As equações de decomposição dos preços indicam que os resíduos não possuem raiz unitária para o nível de significância de 10% conforme mostra a Tabela 2. A exceção ocorre apenas para o Brasil que não apresentou estacionariedade nos resíduos após os cálculos da decomposição do nível de preço entre *tradables* e *nontradables*.

Os resultados do teste de raiz unitária são apresentados na Tabela 3, tanto para a série em nível como para a série em primeira diferença, com presença de uma constante e de tendência linear. Nota-se que o teste de Phillips-Perron indica, para todas as séries em nível, que a hipótese nula da presença de raiz unitária não pôde ser rejeitada, portanto, não estacionariedade das séries. Em contrapartida, para todas os casos em que as séries são

definidas pela sua primeira diferença, os testes apontam para a estacionariedade dessas séries ao nível de significância de 1%.

Tabela 2 – Decomposição dos preços nos países selecionados do Mercosul

Países	Tradables (1-w)	Non-tradables (w)	R-quadrado	Soma dos resíduos ao quadrado	Estacionariedade dos Resíduos (nível)
Argentina	0,89***	0,12	0,99	0,24	0,061*
Brasil	0,38***	0,61***	0,99	0,00	0,190
Paraguai	0,52***	0,47***	0,99	0,00	0,001***
Uruguai	0,68***	0,32***	0,99	0,00	0,000***

Fonte: CEPAL (2018)

\*, \*\*, \*\*\* Significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 3 – Teste de raiz unitária para os países selecionados do Mercosul.

Países	$q_t$		$q_t^T$		$q_t^N$	
	Nível	1 diferença	Nível	1 diferença	Nível	1 diferença
<b>Argentina</b>						
<b>Brasil</b>	0,148	0,000***	0,241	0,000***	0,379	0,000***
<b>Paraguai</b>	0,108	0,000***	0,158	0,000***	0,688	0,000***
<b>Uruguai</b>	0,148	0,000***	0,140	0,000***	0,209	0,000***
<b>Brasil</b>						
<b>Argentina</b>	0,148	0,000***	0,241	0,000***	0,379	0,000***
<b>Paraguai</b>	0,709	0,000***	0,679	0,000***	0,609	0,000***
<b>Uruguai</b>	0,236	0,000***	0,715	0,000***	0,238	0,000***
<b>Paraguai</b>						
<b>Argentina</b>	0,108	0,000***	0,158	0,000***	0,688	0,000***
<b>Brasil</b>	0,709	0,000***	0,679	0,000***	0,609	0,000***
<b>Uruguai</b>	0,624	0,000***	0,547	0,000***	0,651	0,000***
<b>Uruguai</b>						
<b>Argentina</b>	0,148	0,000***	0,140	0,000***	0,209	0,000***
<b>Brasil</b>	0,236	0,000***	0,715	0,000***	0,238	0,000***
<b>Paraguai</b>	0,624	0,000***	0,547	0,000***	0,651	0,000***

Fonte: CEPAL (2018)

\*, \*\*, \*\*\* Significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Nota: Testes realizados com presença de uma constante e de tendência linear

Os critérios utilizados para a escolha do número ótimo de defasagens do VAR, bem como os testes de ausência de autocorrelação e de

homocedasticidade e nos resíduos. Observa-se, que os critérios de AIC e BIC apontam para o uso de uma até quatro defasagens, enquanto as hipóteses de ausência de autocorrelação e de homocedasticidade e nos resíduos são verificadas entre cinco a sete defasagens.

Após a verificação da ordem de integração das variáveis como sendo  $I(1)$  e a escolha das defasagens para o modelo VAR, realizou-se o teste de cointegração proposto por Johansen (1988) os quais estão ilustrados na Tabela 4. A presença de vetores de cointegração sugerem uma convergência no longo prazo entre as variáveis analisadas. Logo, a evidência empírica tende a mostrar que de fato há desvios da taxa de câmbio real em relação à paridade de poder de compra nos países selecionados do Mercosul no curto prazo, enquanto no longo prazo, a evidência corrobora a PPC.

Tabela 4 – Cointegração das variáveis – Teste do traço e autovalor

Países	Traço		Autovalor	
	Vetor de Cointegração	P-valor	Vetor de Cointegração	P-valor
Argentina				
Brasil	-	-	-	-
Paraguai	$r \leq 0$	0,05**	-	-
Uruguai	-	-	-	-
Brasil				
Argentina	-	-	-	-
Paraguai	$r \leq 0$	0,04**	-	-
Uruguai	$r \leq 0$	0,04**	$r = 0$	0,02**
Paraguai				
Argentina	$r \leq 0$	0,05**	-	-
Brasil	$r \leq 0$	0,04**	-	-
Uruguai	$r \leq 0$	0,02**	$r = 0$	0,08*
Uruguai				
Argentina	-	-	-	-
Brasil	-	-	-	-
Paraguai	$r \leq 0$	0,02**	$r = 0$	0,08*

Fonte: CEPAL (2018).

\*, \*\*, \*\*\* Significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados sugerem que para o Brasil e Paraguai os desvios da taxa de câmbio real em relação a PPC são observadas somente no curto prazo tendo sua relação estabilizada com o passar do tempo, sugerindo ao menos um vetor de cointegração. Os países, Argentina e Uruguai, quando considerado também em relação aos indicadores do Paraguai, apresentaram ao menos um vetor de cointegração a um nível de significância de 5%.

Para a estatística de máximo autovalor, a hipótese nula,  $r = 0$ , de não cointegração é rejeitada em favor da hipótese alternativa,  $r = 1$ , de que ao menos um vetor de cointegração existe para o Brasil relacionado aos outros países da amostra à exceção do Paraguai. O teste de máximo autovalor indicou ainda ao menos uma relação de estabilidade para as variáveis analisadas entre Paraguai e Uruguai. Após estabelecido o número de vetores de cointegração, o modelo de correção de erros (VECM) é estimado para determinar o comportamento dinâmico dos desvios da taxa de câmbio real em relação a PPC. As estimativas de longo prazo dos vetores de cointegração estão reportadas na Tabela 5.

Tabela 5 – Estimativas da função de longo prazo para os vetores de cointegração

Países	Variáveis			
	$q_{t-1}$	$q_{t-1}^T$	$q_{t-1}^N$	Constante
Argentina				
Brasil	1	-0,89***	-0,55**	0,01
Paraguai	1	-0,72***	0,62*	2,09
Uruguai	1	-0,85***	4,26***	0,22
Brasil				
Paraguai	1	-1,47***	-0,32	-3,56
Uruguai	1	-0,99***	-1,07***	-0,02
Uruguai				
Paraguai	1	-1,34***	-1,73***	-1,94

Fonte: CEPAL (2018).

\*, \*\*, \*\*\* Significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A relação de longo prazo, normalizado para a taxa de câmbio real, comprova a importância do desvio da lei do preço único dos bens *tradables* e

dos preços relativos dos bens *nontradables* no comércio internacional. Do ponto de vista teórico a maioria dos movimentos da taxa de câmbio real são provocados pelo desvio da lei do preço único como abordam Engel (1999) e Krugman et al (2018). Assim, a taxa de câmbio real é afetada quase inteiramente por mudanças nos diferenciais de produtividade dos bens não transacionáveis também explica o efeito Balassa-Samuelson de um custo de vida mais baixo nos países pobres como trata Ruffin (2014).

A elasticidade dos preços dos bens *tradables* em relação à taxa de câmbio real, de acordo com, a tabela 5, variou de -0,72 a -1,47, ficando próximo a elasticidade unitária. Isto significa que para cada aumento de 1% no preço dos *tradables* a taxa de câmbio real se reduz entre 0,72% e 1,47% nos países selecionados da amostra. Sendo que as maiores estimativas das elasticidades, em valores absolutos, foram verificadas entre Brasil e Paraguai com -1,47 e Uruguai e Paraguai com -1,34 e as menores, entre Argentina e Paraguai, com -0,73 e entre Argentina e Uruguai, com -0,85.

A resposta da taxa de câmbio real bilateral às inovações nos preços dos bens *non-tradables* é claramente negativa praticamente para todos os casos, mas de forma mais destacada para a Argentina e Brasil. Apenas, salienta-se que taxa de câmbio real bilateral entre Brasil e Paraguai é apreciada pelo choque dos preços dos bens *non-tradables* até o quinto período e após o efeito é invertido. Resultados semelhantes foram encontrados por Burstein, (2005) e Feijó e Morales (2008). Já Pereira e Holland (1999), Santos et al (2015), Lopez e Papell (2007). Sarno e Taylor (2002) mostraram que a taxa de câmbio da taxa de câmbio real tende a se manter o seu nível de longo prazo, validando, a paridade de poder de compra.

## Conclusão

As diferenças no ajustamento das flutuações intertemporais dos preços bens *tradables* e dos preços bens *nontradables* tendem a explicar uma parcela considerável dos movimentos na taxa de câmbio real e ao desvio da paridade do poder de compra. A decomposição desses movimentos permitiu corroborar tal hipótese, particularmente, no curto prazo, apresentando uma relação de estabilidade com o passar do tempo. Contudo, as maiores variabilidades da taxa de câmbio nominal foram observadas na Argentina e no Brasil desvalorização média

mensal de 1,50% e 0,45%, respectivamente ao longo do período. Enquanto, as menores flutuações ficaram por conta do Paraguai, com 0,36%. Os preços dos bens *tradables* do Paraguai e seguindo da Argentina foram que apresentaram as oscilações mais elevadas. Já para preços dos *nontradables*, das menores para as maiores variabilidades, encontra-se a sequência Brasil, Paraguai, Uruguai e Argentina.

Os resultados dos testes econométricos, mostram que não é possível rejeitar a hipótese da presença de raiz unitária no nível das séries estatísticas utilizadas ou que as variáveis são integradas de primeira ordem. Já, em sua primeira diferença, elas são estacionárias. Esse fato permitiu o uso do teste de cointegração de Johansen que indicou a existência de pelo menos um vetor de cointegração. Isso sugere uma convergência no longo prazo entre as variáveis analisadas. Portanto, as evidências empíricas mostram os desvios da taxa de câmbio real em relação a PPC no curto prazo, e corrobora a Paridade de poder de compra no longo prazo.

#### Referências

- BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2ª ed. São Paulo, Cengage Learning, 2011.
- BURSTEIN, Ariel, EICHENBAUM, Martin; REBELO, Sergio. Large Devaluations and the Real Exchange Rate, **Journal of Political Economy**, v. 113, n. 4, p.742 - 784, Aug 2005.
- CHARI, V. V.; KEHOE, Patrick J.; MCGRATTA, Ellen R., Can sticky price models generate volatile and persistent real exchange rates? **Review of Economic Studies**. v. 69, p. 533–563, 2002.
- DICKEY, D. A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, n. 366, 427-31, 1979.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W. A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Econometrica**, v.49, n 4, p.1057-1073, 1981.
- DOTSEY, Michael; DUARTE Margarida. Nontraded goods, market segmentation, and exchange rates. **Journal of Monetary Economics**, v.55, p. 1129–1142, 2008.
- ENDERS W. **Applied Econometric Time Series**. 4 ed. John Wiley & Sons, Inc., 2014.
- ENGEL, C. Accounting for US real exchange rate changes. **Journal of Political Economy**. v. 107, n. 3, p. 507–538. 1999.
- FALVEY, Rodney E. GEMMELL, Norman; CHANG, Cherry; ZHENG, Guanyu. Explaining **International differences in the prices of Tradables and Non-Tradables** (with a New Zealand Perspective). Victoria University of Wellington, May 2014. (Working Paper 08/2014).

FEIJÓ, Flávio T.; MORALES, Rodrigo R. A validade da paridade do poder de compra no Brasil Pós-Plano Real. **Sinergia, Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis FURG**, v. 12, n. 1, p. 39-49, 2011.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and crossspectral methods. *Econometrica*, v. 37, n. 3, p. 422 – 438, 1969.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. ed. 3, Upper Saddle River: Prentice Hall, 1997.

HUANG, Chao-His; YANG, Chih-Yuan, European exchange rate regimes and purchasing Power parity: An empirical study on eleven eurozone countries. **International Review of Economics & Finance**, v. 35, p.100–109, 2015.

JOHANSEN, Soren. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, p.1231-1254, 1988.

KRUGMAN, Paul R.; OBSTFELD, Maurice **MELITZ, Marc J. Economia Internacional Teoria e Política**. 11ª. ed. São Paulo: Makron Books Ltda, 2018.

LOPEZ, Claude; PAPELL, David H. Convergence to purchasing power parity at the commencement of the euro, **Review of International Economics**, v. 15, p.1–16, 2007.

MENDOZA, Enrique G. **Real exchange rate volatility and the price of nontradables in sudden-stop-prone economies**, IMF Working Paper, WP/06/88, Mar/2006, 34 p.

PEREIRA, Pedro L. V.; HOLLAND, Márcio. Taxa de câmbio real e paridade de poder de compra no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 53, n. 3, p. 259-285, 1999.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, vol. 75, n.o 2, 335-346, 1988.

PINTO, Jorge Miranda. Desvíos De La Hipótesis Paridad De Poder De Compra Y Tipo De Cambio Real De Equilibrio: Chile 1986-2011. **Notas de Investigación**, p. 4, 2013.

PITON, Sophie. A European Disease? Non-tradables inflation and real interest rate divergence, **CESifo Economic Studies**, v. 63, n. 2, p. 210-234, 2017.

RUFFIN, Roy, J. Nontraded goods and real exchange rates in a multi-good Ricardian model. **Review of International Economics**, v. 22, n. 1, p. 105 – 115, 2014.

SALAZAR, Marlon B.; DA CUNHA, Dênis A.; CAMPOS, Antônio C. Efeitos das políticas brasileiras de estabilização sobre os preços de bens comercializáveis e não comercializáveis, 1994–2007. **Revista de Economia**, UFPR v. 36, n. 1, p. 7 -26, 2010.

SANTOS, Marcelo; TAMBOSI Elmo; PASQUINI, Elaine S.; DOMINGOS, Luis C.; GARCIA Fabio G. Testando a teoria da paridade de poder de compra da economia brasileira no período de 1995 a 2010. *Revista de Administração da Unimep*, v. 13, n. 3, p. 55 – 73, 2015.

SARNO, Lucio; TAYLOR, Mark P. Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate. **IMF Staff Papers**, v. 49, n. 1, p. 65–105, 2002.

TRICHES, Divanildo; FIORENTIN, Guilherme P. Avaliação do regime de metas de inflação nos países da América Latina entre 2001 e 2014. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 22, n. 2, p. 1-26, 2018.

**Recebido em abril de 2023.**

**Publicado em julho de 2013.**