

Testando a paridade poder de compra: Uma análise a partir do modelo painel-cointegrado para os países da América Latina
Outubro de 2015
JEL: C23, C33, F31

Cássio da Nóbrega Besarria

Doutor em Economia pelo PIMES/UFPE
Prof. da Universidade Federal da Paraíba - UFPB
E-mail: cassiodanobrega@yahoo.com.br
Telefone: (83) 32167453

Eryka Fernanda Miranda Sobral

Aluna do Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba
E-mail: fmsobral@hotmail.com

Área - Teoria Aplicada

Testando a paridade poder de compra: Uma análise a partir do modelo painel-cointegrado para os países da América Latina

Resumo

Esta pesquisa tem o propósito de verificar se a paridade poder de compra é válida para um conjunto de países que compõem a América Latina (Argentina, Brasil, Chile, México, Paraguai e Uruguai), no período de janeiro de 1999 a novembro de 2014. Essa análise será realizada a partir o método de cointegração em dados de painel proposto por [Pedroni \(2004\)](#). Os resultados empíricos são extremamente desfavoráveis à hipótese de PPC como uma condição de equilíbrio de longo prazo. Em particular, rejeita-se a hipótese de não cointegração da taxa de câmbio e os preços relativos para qualquer um dos países tratados. Longe de encontrar uma proporcionalidade estável de longo prazo entre as taxas de câmbio e os preços relativos, os resultados sugerem, portanto, que eles tendem a se afastar no longo prazo.

Palavras-Chave: PPC. Painel cointegrado. América Latina.

Abstract

This research aims to verify that the purchasing power parity is valid for a group of countries that make up Latin America (Argentina, Brazil, Chile, Mexico, Paraguay and Uruguay), from January 1999 to November 2014. This analysis will be performed from the cointegration method in panel data proposed by [Pedroni \(2004\)](#). The empirical results are extremely unfavorable to PPP hypothesis as a long-run equilibrium condition. In particular, rejects the hypothesis of no cointegration exchange rate and relative prices for any of the countries treated. Far from finding a long-term stable proportionality between exchange rates and relative prices, the results suggest, therefore, that they tend to move away in the long run.

Keywords: PPP. Panel cointegration. Latin America.

JEL: C23, C33, F31

1 Introdução

A premissa básica da teoria da Paridade Poder de Compra (PPC) é que a taxa de câmbio entre dois países é igual à relação entre os níveis de preços internos desses. Nesse sentido, é esperado que a redução no poder de compra interno de uma moeda (representado pelo aumento da inflação interna) esteja associado a uma depreciação proporcional da moeda no mercado de câmbio.

Essa discussão motivou uma série de estudos internacionais voltados para a análise da validade da PPC, dentre esses, destaca-se [Taylor \(1988\)](#), [Frankel e Rose \(1996\)](#), [Engel \(2000\)](#). As principais críticas para essa análise é que a falta de evidências para a validade da PPC se deve a utilização de amostras em curtos intervalos de tempo, cujas investigações levaram a aceitação de que no curto prazo a PPC não é válida, e que no longo prazo ainda se encontra sobre processo de investigação.

Baseado nessa hipótese, esta pesquisa tem o propósito de verificar se a PPC é válida para um conjunto de países que compõem a América Latina (Argentina, Brasil, Chile, México, Paraguai e Uruguai). A escolha desses países se deu pelo mesmo motivo apresentado por [Divino et al. \(2009\)](#), na qual esses países compartilham características como alta inflação, choques nominais e abertura comercial que podem conduzir um ajustamento mais rápido dos preços relativos e contribuir para a validade da PPC. Especificamente, tem-se o propósito de estimar os efeitos da razão dos níveis preços entre duas economias sobre a taxa de câmbio, no período de janeiro de 1999 a novembro de 2014. A contribuição deste trabalho é essencialmente empírica, apresentando fatos estilizados que ajudem no entendimento dos efeitos dos preços internos sobre um importante indicador de tomada de decisão que é o câmbio.

Há uma série de estudos que procuraram testar a validade da PPC para a América Latina, dentre esses, destaca-se [Neves \(2006\)](#), [Cheng et al. \(2008\)](#), [Bahmani-Oskooee et al. \(2008\)](#), [Drine e Rault \(2008\)](#), [Jancsó \(2008\)](#), [Divino et al. \(2009\)](#), [Su et al. \(2011\)](#), [He et al. \(2014\)](#). Em linhas gerais, estes estudos analisaram a PPC por meio de testes de estacionariedade lineares e não lineares para séries individuais de câmbio e inflação. Outros autores, tais como, [Divino et al. \(2009\)](#) realizaram estes testes para dados em painel. Os resultados, independentemente do método, são conflitantes, [Cheng et al. \(2008\)](#) e [Divino et al. \(2009\)](#) encontraram que a hipótese da paridade de poder de compra é válida para todos os países da América Latina., diferentemente de [Bahmani-Oskooee et al. \(2008\)](#), [Drine e Rault \(2008\)](#) e [Su et al. \(2011\)](#) que obtiveram que essa é válida apenas para alguns países da América Latina.

Para o caso específico da economia brasileira, destaca-se o trabalho desenvolvido por [Holland e Pereira \(1999\)](#). O método adotado por esses foi baseado na análise de cointegração para o período de 1974 a 1997. Nesta discussão os autores evidenciaram algo importante para este tipo de análise que foi o fato de haver divergências nos resultados devido à especificação da equação envolvida na determinação da PPC, ou à versão do modelo em questão, como no caso da PPC em suas versões relativa e absoluta, ou, mesmo, ao período em que a amostra é truncada para se obterem melhores resultados nos erros da regressão. Essa discussão contribuiu para a escolha do período de análise deste estudo. O fato de realizar um corte nas séries no período que sucede o período de regime de câmbio

fixo no Brasil elimina alguns dos vieses mencionados por esses autores.¹

A conclusão obtida no estudo de [Holland e Pereira \(1999\)](#) foi que não se pode negar o modelo de PPC. O movimento da taxa de câmbio tende a procurar manter a taxa de câmbio real, assim como períodos de inflação acelerada enfraquecem tal conclusão.

Por outro lado, [Feijó e Morales \(2011\)](#) procuraram testar essa hipótese em um período caracterizado por baixas taxas de inflação e maior abertura comercial. Esses utilizaram dados mensais de 1994 a 2006 e adotaram como estratégia empírica os testes de raiz unitária e cointegração. Esses segmentaram suas análises em dois períodos (pré e pós-mudança de regime cambial) e verificaram que a cointegração entre as séries só foi obtida no período anterior à troca de regime.

É importante mencionar que há dois fatores que podem fragilizar os resultados obtidos neste estudo: o primeiro está ligada ao fato de os autores verificarem quebra estrutural nas séries no ano de 1999, devido a troca de regime cambial, e, ao invés de utilizar testes de cointegração que levam em consideração a mudança de regime, esses adotaram o teste de cointegração linear proposto por Johansen (1988). O segundo é direcionado ao número limitado de observações do estudo, onde os resultados obtidos pela análise de cointegração podem ser viesados para pequenas amostras. Essa discussão será explorada com mais propriedade mais adiante.

Na mesma linha de argumentação proposta pelo trabalho anterior, [Gadelha e Wanzeller \(2015\)](#) procuraram analisar a PPC em termos da estacionariedade da taxa de câmbio real para a economia brasileira, no período de 1994 a agosto de 2013. A análise empírica foi baseada em testes de raiz unitária com e sem quebra estrutural. No caso dos testes estatísticos com quebras estruturais, essas foram modeladas de forma exógena e endógena. Assim como no caso anterior, as evidências empíricas não mudaram em relação a validade da existência de uma taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo para a economia brasileira.

Uma crítica que é feita de forma recorrente para esse tipo de análise, quando esta é voltada para dados em painel, tal como proposto neste estudo, é que ao avaliar esta evidência por meio de testes de raiz unitária para painel, os estudos impõem um valor unitário homogêneo para o vetor de cointegração entre a taxa de câmbio nominal e a razão de preços agregados. E muitos autores têm argumentado que, embora possa haver uma tendência para estas variáveis se movam juntas em equilíbrio durante longos períodos, a relação não precisa ser necessariamente um-para-um, também denominada de PPC fraca.

[Pedroni \(2001\)](#) destaca que exemplos de mecanismos que podem induzir tais circunstâncias não faltam, dentre os propostos, o autor inclui diferenças nos índices de preços entre os países, erros de mensuração, custos de transporte e diferentes choques de produtividade. No contexto dos painéis, é bastante natural imaginar que, se esses fatores desempenham um papel nos dados, eles também têm a mesma probabilidade de variar significativamente através de países diferentes, de modo que se deve levar em consideração a possibilidade de existência de relações heterogêneas de cointegração, tal como será descrito adiante.

Como pode ser visto essa não é uma discussão inédita para a América Latina. No entanto, esse estudo se diferencia dos apresentados anteriormente pela adoção do método

¹Para mais detalhes ver [Holland e Pereira \(1999\)](#)

de painel-cointegrado proposto por Pedroni (2004) para testar a validade da PPC nestes países.

A motivação para utilizar o painel cointegrado é a mesma descrita por Lyhagen et al. (2007). Segundo esses, tem sido um esforço considerável testar a hipótese de paridade do poder de compra para a literatura empírica da macroeconomia internacional. E o mais recente passo nesta literatura tem sido a aplicação de métodos de painel para aumentar o poder dos testes e a eficiência dos estimadores. Este artigo leva um passo adiante nesta linha de pesquisa, empregando o método de cointegração recentemente desenvolvido Pedroni (2004), que produz testes e estimativas que são robustos em várias dimensões importantes em relação aos métodos anteriores.

Além desta introdução, o artigo apresenta quatro outras seções. Na seção seguinte é apresentada as discussões teóricas sobre a definição da teoria da PPC. Em seguida, é apresentado o método de cointegração em dados de painel, proposto por Pedroni (2004) e definido como estratégia empírica de validação da teoria da PPC. Em particular, apresenta as bases de dados utilizadas e suas limitações. A seção 4 mostra e discute os principais resultados da estratégia empírica. Além disso, analisa a previsibilidade estatística da taxa de câmbio e os índices de preço ao consumidor a partir do teste de causalidade de Granger. Por fim, são tecidas as considerações finais deste trabalho.

2 Modelo Básico

Países podem ser classificados conforme o número de indivíduos que o compõe. E não é novidade que esses indivíduos irão se deparar com tomadas de decisões de consumo. É fato estilizado pela literatura microeconômica que os indivíduos irão escolher cestas de bens que possuam preços menores, no caso de esses bens serem substitutos perfeitos. Ampliando essa discussão para uma situação na qual os indivíduos podem tomar decisões de consumir bens produzidos por firmas domésticas ou adquirir esses mesmos bens produzidos por firmas de outros países, é possível chegar ao seguinte problema de otimização:

$$\max U(Q_t, Q_t^*) = \sum_{i=1}^n U_i(Q_t, Q_t^*) \quad (1)$$

s.a.

$$\sum_{j=1}^n P_j Q_j + \sum_{j=1}^n (S_t P_j^* Q_j^*) = \sum_{i=1}^n \omega_i = \omega \quad (2)$$

onde i e j representa os indivíduos e o número bens, respectivamente; Q_j e P_j representam quantidade e preços de bens produzidos pela economia local (país A), sendo importante ressaltar que o termo (*) indica preços e quantidades ligados a economia estrangeira; S_t é a taxa de câmbio nominal; ω representa a renda dos indivíduos.

O que é importante destacar nesta análise é que, por se tratar de bens que possuem as mesmas características, a verificação da desigualdade $P_j Q_j > S_t P_j^* Q_j^{*2}$ indica que os

²Mais adiante serão discutidos apresentados fatores que podem violar esta condição, tais como: barreiras

indivíduos irão adquirir a cesta de bens produzida no exterior, caso contrário, a demanda é direcionada para o mercado interno.

Em outras palavras, a teoria da PPC sugere que a cesta mais barata no mercado externo (país B) vai promover um aumento na demanda por bens da cesta de bens produzidos no exterior pelos consumidores locais, e, como consequência, afetará o mercado de câmbio por meio da conversibilidade de moeda. Essa conversibilidade é necessária porque as negociações são feitas com base na moeda local do país B ou país exportador. Enquanto a cesta de mercado do país B custar menos que a mesma cesta de bens produzida no país A vai haver um excesso de demanda por moeda estrangeira (devido a conversibilidade), fazendo com que taxa de câmbio se aprecie. Essa apreciação cambial vai persistir até o ponto no qual o custo das cestas de mercado se equiparem.

Desta discussão derivou a análise proposto em [Holland e Pereira \(1999\)](#), sendo que esses partiram da análise da validade da paridade do poder de compra absoluta. A definição adotada para a versão absoluta da PPC é que há uma razão constante entre a taxa de câmbio nominal e os índices relativos dos preços entre duas economias (P_t e P_t^*), podendo ser expressa por:

$$S^{PPC} = S_t \left(\frac{P_t^*}{P_t} \right) \quad (3)$$

para que a taxa de paridade cambial (S^{PPC}) se mantenha constante as mudanças na taxa de câmbio nominal deve ajustar-se as mudanças no diferencial de preços entre as economias.

Para que a versão absoluta da PPC seja válida é preciso admitir que, em mercados concorrenciais livres de custos de transportes e barreiras comerciais, é satisfeita a hipótese de que bens tidos como idênticos são vendidos ao mesmo preço, expresso na mesma unidade monetária, no país produtor e nos países compradores deste bem. Essa proposição é definida na literatura como lei do preço único.

Deste modo, a primeira crítica que surge em relação a versão absoluta da PPC é que para que essa se verifique é preciso que a taxa de câmbio real seja igual a unidade, ou seja, $S^{PPC} = 1$. E, para que isso seja verificado, é preciso que outras condições sejam satisfeitas, dentre elas: (i) os preços relativos entre as cestas de bens dos países devem ser constantes e (ii) a hipótese de Fisher deve ser satisfeita.

Como essas condições são difíceis de serem satisfeitas, então a discussão passa a ser feita em termos da versão relativa da PPC. Neste caso, não se espera que a taxa de câmbio seja igual a razão entre os índices de preços, mas que:

$$\frac{S_{t+1}}{S_t} = \left(\frac{P_{t+1}}{P_{t+1}^*} \right) \left(\frac{P_t}{P_t^*} \right) \quad (4)$$

Considerando as taxas de inflação em cada, π_{t+1} e π_{t+1}^* :

$$\pi_{t+1} = \left(\frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} \right) \quad (5)$$

tem-se que a taxa de variação da taxa de câmbio deve aproximar-se do diferencial da taxa

tarifárias e não tarifárias.

de inflação entre duas economias:

$$\frac{S_{t+1} - S_t}{S_t} = \pi_t - \pi_t^* \quad (6)$$

Baseado nisso, a PPC relativa torna o conceito da PPC absoluta mais abrangente, mostrando 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.

Holland e Pereira (1999) destacaram que, se a taxa de câmbio não está sujeita a perturbações de ordem puramente monetária, pelo menos para o longo prazo, os bens produzidos internacionalmente são substitutos perfeitos e se há uma equalização nas taxas reais de juros entre duas economias, então há razões para acreditar que a paridade de poder de compra seja uma hipótese bastante razoável para um modelo teórico e para investigação empírica. Para diversos estudos empíricos, países com altas taxas de inflação apresentam moedas em depreciação e, para o longo prazo, a depreciação da taxa de câmbio é aproximadamente igual ao diferencial das taxas de inflação nacionais.

3 Procedimentos metodológicos

Nesta seção será apresentado o método de cointegração em dados de painel proposto por Pedroni (2004). O primeiro passo para a análise da PPC relativa a partir do painel cointegrado é verificar se as séries são estacionárias. Para esse fim serão adotados os seguintes testes de raiz unitária em painel: Breitung (1999), Levin et al. (2002) e Im et al. (2003). Os dois primeiros testes assumem como hipótese nula que não há estacionariedade para todos os indivíduos e como hipótese alternativa admitem que o termo autoregressivo³ é comum para todos os indivíduos do painel, sendo também denominada de alternativa homogênea.

Já o teste proposto por Im et al. (2003) tem como hipótese nula a não estacionariedade para todos os indivíduos e assume como hipótese alternativa que uma parcela das séries do painel são estacionárias com coeficientes autoregressivos distintos, também definida por alternativa heterogênea.

Para o caso de as séries apresentarem mesma ordem de integração, então o passo seguinte é verificar a possibilidade de cointegração entre as séries de câmbio e razão de preços de agregados a partir do teste de cointegração apresentado por Pedroni (2004). O propósito deste método é testar a validade da PPC para a América Latina. A teoria sugere que alterações no poder de compra das famílias, representado pela razão entre os níveis de preços agregados, afetam a taxa de câmbio. Neste caso, se a relação entre as duas variáveis segue a mesma tendência de longo prazo, indica que a teoria da PPC é válida.

O teste de cointegração desenvolvido por Pedroni (2004) é voltado para a análise em dados de painel para apenas um regressor. A hipótese de cointegração é tratada a partir da relação proposta por Lyhagen et al. (2007), definida por:

$$s_{i,t} = \alpha_i + \beta_i p_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (7)$$

³De modo geral, os testes de raiz unitária são descritos a partir do processo autoregressivo, tal como: $p_{i,t} = \mu_i p_{i,t-1} + u_{i,t}$, onde μ é o termo auto-regressivo e u é o termo estocástico.

onde $s_{i,t}$ é o logaritmo da taxa nominal de câmbio bilateral; $p_{i,t}$ é o logaritmo da razão entre os preços do país i e o país base; $s_{i,t}$ e $p_{i,t}$ são cointegradas com inclinação β_i , que pode ou não ser homogêneo em i ; $t = 1, \dots, T$ é a dimensão temporal; $i = 1, \dots, N$ é a dimensão cross-section.

É importante ressaltar que, como foi considerado apenas a relação em termos de preços relativos como variável explicativa, então a discussão proposta representa a PPP relativa; quaisquer diferenças no nível de preço em relação ao período base são incluídas na constante α_i . A paridade de poder de compra é tida como forte quando $\beta_i = 1$.

Os países analisados nesta pesquisa são Argentina, Brasil, Chile, México, Paraguai e Uruguai, principais países da América Latina, onde o Brasil foi utilizado como base para comparação.

Ressalta-se que a partir do resíduo da equação (7) são obtidas sete estatísticas, tal como descrito por Pedroni (1999), sendo quatro baseadas na dimensão *within* (testes de cointegração em painel) e três são baseadas na dimensão *between* (testes de cointegração de painel *group mean*). É importante destacar que as estatísticas baseadas na dimensão *within* têm como hipótese nula a não cointegração: $H_0 : \gamma_i = 1$, qualquer que seja i . Onde γ_i é o coeficiente auto-regressivo do resíduo ζ_i . A hipótese alternativa é definida por: $H_A : \gamma_i = \gamma < 1$, qualquer que seja i , ou seja, assume valores comuns de γ_i .

Por outro lado, as três estatísticas restantes são baseadas na dimensão *between* e, novamente, testam a hipótese nula de não cointegração: $H_0 : \gamma_i = 1$, qualquer que seja i , versus a hipótese alternativa de $H_A : \gamma_i < 1$, isto é, não há valor comum para o coeficiente auto-regressivo neste caso. Em outras palavras, estas estatísticas assumem como hipótese alternativa a heterogeneidade dos interceptos e coeficientes entre os indivíduos e as estatísticas são formadas por médias dos valores individuais γ_i , obtidos para cada unidade i do painel.

Além disso, surge uma preocupação adicional, tal como proposto por Pedroni (2001). Segundo esse, ao aplicar os testes de cointegração para dados em painel com o intuito de testar a hipótese da PPC, é preciso obter estimadores que não venham a restringir a dinâmica de transição a ser mesma para os diferentes países do painel. Em vez disso, espera-se obter informações únicas para a hipótese de interesse no longo prazo, e permitir que a dinâmica de curto prazo seja potencialmente heterogênea. Este foi o tema central para os testes *OLS* para painel modificados que foram desenvolvidas em Pedroni (1996).

Adicionalmente, este método procura corrigir o viés apresentado pelos estimadores de mínimos quadrados. Para esse, o estimador de *OLS* só não será viesado no caso de as variáveis explicativas serem estritamente exógenas e as dinâmicas dessas variáveis serem homogêneas para todos os i setores do painel, hipótese pouco provável.

Dessa forma, devem ser utilizados métodos alternativos para a correção da endogeneidade e correlação serial dos regressores, dentre esses, sugere-se o uso dos procedimentos *FMOLS* (*Fully Modified Ordinary Least Squares*) e *DOLS* (*Dynamic Ordinary Least Squares*).

Neste estudo, será empregado tanto os estimadores para painel *FMOLS*, proposto em Pedroni (1996) e Pedroni (2001), quanto o estimador de painel ponderado *DOLS*, proposto por Kao e Chiang (1999). O intuito é comparar os estimadores da dimensão *within*, obtidos por *DOLS*, com os estimadores da dimensão *between*, obtidos por *FMOLS*. A partir desta discussão é possível representar o estimador *FMOLS*, tal como Pedroni (2001), por

$$\beta_{GFM}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left[\sum_{t=1}^T (p_{it} - \bar{p}_i)^2 \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T (p_{it} - \bar{p}_i) s_{it}^* - T \hat{\gamma}_i \right] \quad (8)$$

onde $s_{it}^* = (s_{it} - \hat{s}_i) - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i} \Delta p_{it}} e$ e $\hat{\gamma}_i \equiv \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^o - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} (\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^o)$

Percebe-se que o estimador de dimensão *between* pode ser obtido por $\beta_{GFM}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{FM,i}^*$, onde $\hat{\beta}_{FM,i}^*$ é o estimador *FMOLS* convencional, aplicado para o i -ésimo membro do painel. Já o estimador *DOLS* para o painel *group-mean* pode ser obtido a partir da seguinte relação:

$$s_{it} = \alpha_i + \beta_i p_{it} + \sum_{k=-K_i}^{K_i} \gamma_{ik} \Delta p_{it-k} + \mu_{it}^* \quad (9)$$

Podendo representar o estimador *DOLS* para o painel *group-mean* por:

$$\hat{\beta}_{GD}^* = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T z_{it} z_{it}' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T z_{it} \tilde{s}_{it} \right) \right]_1 \quad (10)$$

onde z_{it} é o $2(K+1) \times 1$ vetor de regressores $z_{it} = (p_{it} - \bar{p}, \Delta p_{it-K}, \dots, \Delta p_{it+K})$, $\tilde{s}_{it} = s_{it} - \bar{s}_i$, e o subscrito 1, fora dos colchetes, indica que será utilizado apenas o primeiro elemento do vetor para se obter o coeficiente de inclinação agrupado.

3.1 Base de dados

A base de dados utilizada nesta pesquisa é composta por observações mensais dos índices da taxa de câmbio nominal e Índice de Preços ao Consumidor (IPC), no período que compreende janeiro de 1999 a março de 2014, para o Argentina, Brasil, Chile, México, Paraguai e Uruguai. Os dados do IPC foram obtidos no Fundo Monetário Internacional, International Financial Statistics (FMI/IFS), tal como a taxa de câmbio. A Tabela (1) mostra a unidade da taxa de câmbio nominal para cada um dos países analisados.

Tabela 1: Descrição dos dados

| País | Câmbio (Unidade) | Fonte |
|-----------|---------------------------|----------------|
| Argentina | peso argentino / US\$ | FMI/IFS |
| Brasil | R\$ / US\$ | BCB Boletim/BP |
| Chile | peso chileno / US\$ | FMI/IFS |
| México | peso novo mexicano / US\$ | FMI/IFS |
| Paraguai | guarani paraguaio / US\$ | FMI/IFS |
| Uruguai | peso uruguaio / US\$ | FMI/IFS |

Fonte: Adaptado de Dias et al. (2013)

É importante ressaltar dois pontos em relação a base de dados. O primeiro é que as taxas de câmbio nominal foram analisadas na forma de índices, tendo como base o ano de

2005. São utilizados dados com frequência mensal no período de 1999 a 2014 e isto produz um painel com dimensões $T = 241$ e $N = 5$.

O segundo é que a razão dos índices de preços ao consumidor entre os países foi obtida a partir da seguinte proporção:

$$\frac{IPC_P^{05}}{IPC_{R\$}^{05}} = \left(\frac{CC_P^{05}}{CC_P^{04}}\right)\left(\frac{CC_{R\$}^{05}}{CC_{R\$}^{04}}\right) = \left(\frac{CC_P^{05}}{CC_{R\$}^{05}}\right)\left(\frac{CC_P^{04}}{CC_{R\$}^{04}}\right) \quad (11)$$

onde CC representa o custo de mercado de uma cesta de bens, obtida pela soma do produto entre o preço e quantidade para cada item ($CC = \sum_{i=1}^n P_i Q_i$), em unidades monetárias do país correspondente. O caso representado acima ilustra a paridade poder de compra entre México e Brasil para o ano de 2005, essa foi a mesma relação adotada para representar a razão entre os demais países e a economia brasileira. Os procedimentos para obtenção da taxa de câmbio em proporção da taxa de câmbio da economia brasileira são análogos.

4 Discussão empírica

Uma boa maneira de iniciar a discussão sobre a possibilidade de validade da teoria da Paridade Poder de Compra para os países da América Latina, na sua versão relativa, se dá pela análise gráfica. A Figura (1) representa as taxas de câmbio e os índices de preço ao consumidor da Argentina, Chile, México, Paraguai e Uruguai no período de janeiro de 1999 a março de 2014, sendo todas expressas em termos de reais (R\$).

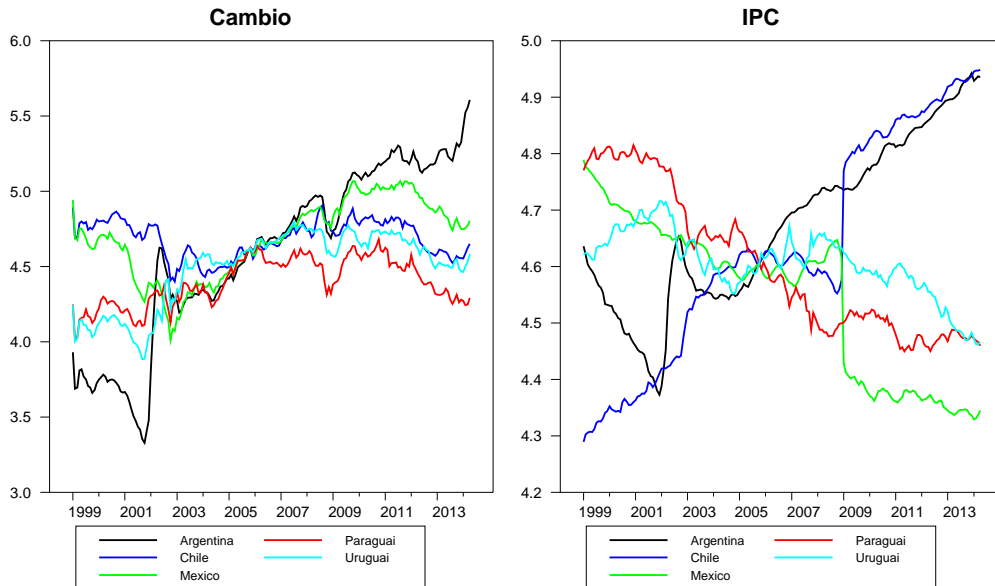


Figura 1: Logaritmo das taxas de câmbio e dos índices de preço ao consumidor dos países da América Latina

Fonte: Elaboração própria

Ao se observar a Figura (1), verifica-se que há pelo menos dois pontos que exigem uma reflexão adicional. O primeiro é que as moedas dos países analisados, expresso em uma moeda comum, tendem a se depreciar ao longo do período analisado em relação a moeda brasileira. Em segundo lugar, os preços relativos entre as cestas de bens dos países analisados apresentam comportamentos distintos. Argentina e Chile, por exemplo, tiveram uma forte expansão no índice de preço ao consumidor em relação a economia brasileira. Diferentemente do comportamento da inflação interna dos países do México, Paraguai e Uruguai que reduziu em relação a inflação do Brasil.

Essa análise visual não é conclusiva, mas representa um primeiro indicador de que as alterações nos níveis de preços internos não são acompanhados por flutuações, nas mesmas proporções, na taxa de câmbio, sugerindo que a PPC relativa, no sentido forte, não é válida para os países da América Latina. Resultado corroborado a partir da análise de dispersão apresentada na Figura (2) do apêndice deste estudo.

No entanto, essa discussão passa a ter mais propriedade quando acompanhada de uma análise empírica, tal como será proposto adiante.

Foi descrito na seção que trata dos procedimentos metodológicos que a investigação da PPC será realizada a partir dos testes de cointegração propostos por Pedroni (2001) e o primeiro passo para o estabelecimento dessa análise é dado pelos testes de estacionariedade das séries. Para esse fim serão aplicados os testes de Breitung (1999), Levin et al. (2002) e Im et al. (2003). Esses testes baseiam-se no pressuposto de parâmetros individuais de persistência e permitem testar a hipótese nula de raiz unitária em todas as séries contra a hipótese alternativa de raízes unitárias em algumas séries (mas não necessariamente todas). Portanto, ficou decidido empregar estes testes nesta investigação empírica.

Tabela 2: Teste de raiz unitária em painel

| Variáveis | Levin, Li e Chu | Breitung | IPS | Conclusão |
|-------------------------|-----------------|----------|--------|--------------|
| Câmbio | 0.33 | -0.61 | -0.51 | - |
| <i>p-valor</i> | (0.63) | (0.26) | (0.30) | |
| IPC | 0.40 | 1.96 | 1.87 | - |
| <i>p-valor</i> | (0.65) | (0.97) | (0.96) | |
| $\Delta(\text{Cambio})$ | -11.18 | -2.42 | -23.12 | <i>I</i> (1) |
| <i>p-valor</i> | (0.00) | (0.00) | (0.00) | |
| $\Delta(\text{IPC})$ | -5.34 | -10.17 | -18.77 | <i>I</i> (1) |
| <i>p-valor</i> | (0.00) | (0.00) | (0.00) | |

Fonte: Elaboração própria

A Tabela (2) mostra os resultados dos testes de raiz unitária apresentados de Breitung (1999), Levin et al. (2002) e Im et al. (2003) para dados em painel. É importante destacar que estes testes foram aplicados inicialmente nas séries em nível e os resultados obtidos indicaram presença de raiz unitária. Na sequência, passou-se a analisar as séries em primeira diferença e os resultados destes ensaios rejeitaram a hipótese de que a taxa de câmbio e o índice de preço ao consumidor possuem raiz unitária em diferença, concluindo que essas são integradas de mesma ordem.

Não é difícil encontrar na literatura estudos direcionados a análise da validação da PPC por meio de testes de estacionariedade. [Tsurumi e Chen \(1998\)](#) sumarizou uma série de discussões que investigaram a paridade poder de compra por meio de procedimentos tradicionais, tais como, testes de estacionariedade, regressão linear e cointegração. Basicamente, a investigação empírica da PPC é realizada por meio de testes de estacionariedade e cointegração. A análise de estacionariedade parte do princípio que a validade dessa teoria, em sua versão relativa, é confirmada caso a taxa de câmbio possa ser representada por um processo estacionário em nível. A intuição acerca desta investigação advém do comportamento explosivo da taxa de câmbio quando essa é não estacionária, permitindo que haja que ganhos advindos da arbitragem de bens comercializáveis, tal como destacou [Kapetanios et al. \(2003\)](#).

No Brasil há uma série de estudos que testaram a validade da PPC por meio deste método, dentre eles, destaca-se [Pinotti et al. \(1998\)](#), [Barbosa \(2009\)](#), [Simões e Marçal \(2012\)](#), [Vasconcelos et al. \(2014\)](#) e [Gadelha e Wanzeller \(2015\)](#).

Esse estudo vai além e procura verificar se há um equilíbrio de longo prazo entre as taxas de câmbio e os índices de preço ao consumidor, tal como propôs [Pedroni \(2001\)](#) e [Lyhagen et al. \(2007\)](#). A Tabela (3) mostra os resultados de todos os testes de cointegração para dados de painel, sendo a variável dependente a taxa de câmbio. Há duas partes na Tabela (3), as quatro primeiras estatísticas de teste são calculadas pela dimensão *within* e as três últimas são calculadas pela dimensão *between*.

Tabela 3: Testes de cointegração para painel proposto por [Pedroni \(2004\)](#)

| | com tendência | sem tendência |
|----------------------|---------------|---------------|
| Estatística - ν | -0.29 | 0.05 |
| Estatística - ρ | 0.17 | -0.33 |
| Estatística - PP | -0.11 | -0.64 |
| Estatística - ADF | 0.01 | -0.03 |
| Estatística - ρ | 0.81 | -0.01 |
| Estatística - PP | 0.44 | -0.46 |
| Estatística - ADF | 0.65 | -0.23 |

Fonte: Elaboração própria

Conforme se pode observar, não há suporte empírico para uma relação de cointegração entre a taxa de câmbio e os índices de preço ao consumidor, visto que a hipótese nula de não cointegração foi aceita para todos os testes, com e sem variáveis *dummies* de tempo. Dessa forma, os testes de cointegração dão indícios de que a teoria da paridade poder de compra não é válida para os países da América Latina. Esse não é resultado surpreendente, tendo em visto que autores como [Bahmani-Oskooee et al. \(2008\)](#), [Drine e Rault \(2008\)](#) e [Su et al. \(2011\)](#) também verificaram que a PPC não é válida apenas para os países da América Latina.

A discussão a seguir apresenta as estimativas obtidas a partir dos métodos FMOLS e DOLS, sendo importante ressaltar que o uso desses se dá com propósito de corrigir o viés de endogeneidade e correlação serial e, assim, permitir que as inferências tenham distribuição normal.

A Tabela (4) apresenta as estimativas individuais obtidas a partir dos métodos FMOLS e DOLS. Assim como observado anteriormente, os resultados dos ensaios individuais para os testes de painel rejeitam a hipótese nula de PPC forte⁴ e ficam distante da proposta teórica. Percebe-se que, independentemente do método, as estimativas obtidas por meio da FMOLS e DOLS indicam a mesma direção, ou seja, em todos os casos não há cointegração e não há conflito de resultados entre os métodos.

Tabela 4: Testes de paridade poder de compra individuais

| País | FMOLS | <i>t-stat</i> | DOLS | <i>t-stat</i> |
|-----------|-------|---------------|-------|---------------|
| Argentina | 3.51 | 14.13** | 3.43 | 14.07** |
| Chile | -0.06 | -11.67** | -0.04 | -10.59** |
| México | -1.22 | -10.27** | -1.36 | -10.58** |
| Paraguai | -0.77 | -12.24** | -0.83 | -12.94** |
| Uruguai | -1.70 | -5.02** | -1.91 | -4.69** |

Fonte: Elaboração própria

¹Nota: O termo (**) indica rejeição da hipótese nula ao nível de 1%.

Os achados apresentados anteriormente ganham suporte quando são utilizadas *dummies* de tempo. Na Tabela (5) são apresentados os resultados dos estimadores para o painel com e sem *dummies* de tempo comuns. O que chama atenção neste achado é que quando os preços dos bens semelhantes diferem, conforme descrito na teoria da PPC, não se observa um movimento na taxa de câmbio no longo prazo no sentido de equalização dessas diferenças. Não é difícil argumentar para qualquer agente econômico que, caso não hajam restrições, os indivíduos irão adquirir bens com menores preços.

Tabela 5: Testes de paridade poder de compra conjunto

| Tipo | FMOLS | <i>t-stat</i> | DOLS | <i>t-stat</i> |
|---------------------------|-------|---------------|-------|---------------|
| Sem <i>dummy</i> temporal | -0.05 | -10.36** | -0.18 | -10.24** |
| Com <i>dummy</i> temporal | 0.50 | -9.43** | -0.47 | -9.32** |

Fonte: Elaboração própria

No entanto, a formulação empírica proposta neste estudo gera resultados que reforçam a tese de que alterações na inflação interna não estão associadas a flutuações da taxa de câmbio. Fica a curiosidade, quais fatores podem contribuir para que a teoria da PPC não seja válida? Um dos argumentos que podem ser adotados é que, apesar dos avanços no processo de redução das tarifas de importação e da expansão dos fluxos de comércio exterior, os países da América Latina permanecem com características de economias fechadas, quando comparadas com o padrão médio mundial.

Silber et al. (2011) destaca que as tarifas de importação ainda são elevadas por padrões internacionais e há uma grande variação na proteção (nominal e efetiva) e discriminação contra a importação de bens de capital, essencial para o crescimento da produtividade.

⁴ $H_o : \beta_i = 1$.

Tabela 6: Tarifa média de importação

| <i>América Latina</i> | | <i>Demais países</i> | |
|-----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| País | Tarifa Média (em %) | País | Tarifa Média (em %) |
| Chile | 6 | Japão | 2.5 |
| Paraguai | 6.5 | EUA | 3.2 |
| Uruguai | 10 | Canadá | 3.4 |
| Brasil | 12 | China | 4.8 |
| México | 12.8 | África do sul | 7 |
| Argentina | 13.5 | Etiópia | 10.2 |

Fonte: Elaboração própria

Como pode ser visto na Tabela (6), apesar do processo de abertura comercial iniciado na década de 70, a América Latina ainda se caracteriza por apresentar políticas comerciais com características protecionistas.

Silber et al. (2011), por exemplo, demonstrou preocupação com a política comercial adotada pelos gestores de política comercial no Brasil. Esse comparou a política tarifária adotada nesse país com uma amostra de países e chegou a conclusão que o Brasil aparece com uma tarifa média muito alta, onde a tarifa média ponderada para produtos manufaturados no Brasil é de 10,9%, situada no último quartil da distribuição, bem acima (27%) da tarifa mediana. Porém, por maior que seja o nível médio da proteção nominal para a economia brasileira, é importante ressaltar que essa tem se mantido estável nos últimos 10 anos, em torno de 12%.

As consequências econômicas desse tipo de política são descritas por Baumann e Kume (2013) e Baumann (2013), na qual, os autores destacam que uma política de estímulo industrial via protecionismo econômico pode trazer várias consequências negativas: um desses componentes seria derivado do aumento nos preços internos, devido à baixa competitividade do setor e dos custos de produção crescente. O resultado seria uma redução do bem-estar dos consumidores, menor produção para exportação e menor competitividade internacional.

Além das medidas protecionistas, é comum verificar intervenções no mercado cambial desses países. Neste caso, é importante ressaltar que, seja devido os efeitos da desvalorização cambial sobre a inflação doméstica ou pelos efeitos de valorizações cambiais sobre a competitividade da indústria local, o uso desse tipo de intervenção também afeta as escolhas dos indivíduos e fragiliza os argumentos teóricos da teoria da PPC.

4.1 Relação causal entre a taxa de câmbio nominal e os de preços

Esta seção tem o propósito de investigar a relação causal entre as variáveis propostas pela teoria da PPC. A importância desta análise está ligada ao fato que a causalidade sugere que as mudanças na razão entre os preços são capazes de prever mudanças na taxa de câmbio e vice-versa. A formulação do teste parte da premissa que as taxas de câmbio e os

preços são estacionários em primeira diferença, fato confirmado a partir dos testes de raiz unitária para dados em painel descritos na Tabela 2.

Esta discussão também foi desenvolvida por [Pinotti et al. \(1998\)](#) e os autores chamaram atenção para o fato de o câmbio real se alterar quando ocorrem choques no câmbio nominal, mas uma parte do ajuste pode estar ocorrendo no nível doméstico de preços. Da mesma forma, o governo pode estar seguindo a regra de reajustar o câmbio nominal para manter metas para a taxa real de câmbio, respondendo às taxas de inflação passadas. É conveniente, neste ponto, observar as relações de causalidade entre as taxas de variação do câmbio nominal e preços.

A discussão da causalidade para dados em painel parte do estudo proposto por [Mikhed e Zemčik \(2009\)](#), no qual esses sugerem a utilização do teste similar para causalidade de Granger em dados de painel com uma dimensão temporal curta, tal como descrito em [Hurlin \(2004\)](#). O teste parte do princípio que as duas variáveis, $s_{i,t}$ e $p_{i,t}$, são estacionárias, assim, considera-se o seguinte modelo linear:

$$s_{i,t} = \mu_i + \sum_{l=1}^L \varphi_i^{(l)} s_{i,t-l} + \sum_{l=1}^L \delta_i^{(l)} p_{i,t-l} + \xi_{i,t} \quad (12)$$

$\xi_{i,t}$ são *i.i.d* com média zero, variância heterogênea e finita, e $\xi_{i,t} = (\xi_{i,1}, \dots, \xi_{i,T})'$ são distribuídos de forma independente entre os grupos. A hipótese nula assume que p não prediz s para qualquer uma das N unidades individuais no painel. Esta é chamada de Hipótese de Não Causalidade Homogênea (HNC) e pode ser formalmente representada por:

$$H_0 : \delta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (13)$$

onde $\delta_{i,t} = (\delta_{i,1}^{(1)}, \dots, \delta_{i,T}^{(L)})'$. A hipótese alternativa engloba a possibilidade de existência N_1 unidades individuais sem causalidade e pode ser definida como:

$$H_A = \begin{cases} \delta_i = 0 & \forall i = 1, \dots, N_1, \\ \delta_i \neq 0 & \forall i = N_1 + 1, \dots, N, \end{cases} \quad (14)$$

em que $N_1 \in [0, N)$ não é conhecido. A Tabela 7 relata os testes de causalidade de Granger para os preços das habitações e aluguéis dos estados brasileiros.

Tabela 7: Teste de causalidade de Granger para dados em painel

| H_0 | Z_{NT}^{HNC} | p -valor |
|--------------------------------|----------------|------------|
| Preço não causa Granger câmbio | 32.13 | 0.00 |
| Câmbio não causa Granger preço | 35.64 | 0.00 |

Fonte: Elaboração própria

Os resultados apresentados na Tabela (7) mostram que a hipótese nula de *HNC* não pode ser rejeitada em nenhum dos sentidos. Em outras palavras, há uma relação causal bidirecional entre as mudanças no câmbio e as alterações na razão entre os índices de inflação. Neste caso, o aumento nos preços estão influenciando as alterações no câmbio e vice versa. [Pinotti et al. \(1998\)](#) sugerem a mesma relação para os dados da economia

brasileira. Esses destacam que há fortes indícios de causalidade, nos dois sentidos entre IPC e câmbio, e entre câmbio e IPC, sugerindo que não somente os preços se acomodam às variações do câmbio, como estas são produzidas, em parte, em função das variações dos preços.

A intuição que pode ser extraída deste resultado para a análise da PPC é que há uma relação causal bidirecional entre as variáveis, mas essa associação não é forte suficiente para garantir que o aumento da inflação interna, por exemplo, esteja associado a uma depreciação proporcional da moeda no mercado de câmbio.

Além disso, são apresentadas na Tabela (8) do apêndice B, as análises individuais do teste de causalidade de Granger. Como pode ser visto, países como Argentina e Chile, rejeitam a hipótese de que o câmbio não influencia a razão entre os índices de inflação. Esse componente está fortemente ligado a dependência externa dos países, onde, quanto maior a concentração do mercado e a limitação da capacidade de produção interna, maior o grau de repasse das flutuações cambiais para os preços domésticos. Por outro lado, apenas o Paraguai rejeitou a hipótese que os preços não causam a taxa de câmbio.

5 Conclusão

A discussão sobre a validade da teoria da paridade poder de compra não é recente e tem atraído ao longo dos anos o interesse de pesquisadores que buscam explicar a importância do livre comércio. No entanto, mesmo na sua versão de longo prazo, a PPC se mostrou difícil de ser verificada empiricamente. Várias explicações baseadas em argumentos teóricos e estatísticos têm sido propostas para explicar as falhas empíricas da PPC.

Esta pesquisa, por exemplo, testou a paridade de poder compra para os países da América Latina por meio de testes de cointegração para dados em painel. Os resultados empíricos são extremamente desfavoráveis à hipótese de PPC como uma condição de equilíbrio de longo prazo. Em particular, rejeita-se a hipótese de não cointegração da taxa de câmbio e os preços relativos para qualquer um dos países tratados. Longe de encontrar uma proporcionalidade estável de longo prazo entre as taxas de câmbio e os preços relativos, os resultados sugerem, portanto, que eles tendem a se afastar no longo prazo.

Uma das possíveis explicações para estes resultados é o uso de medidas protecionistas por esses países. Esse é um instrumento comercial que tem forte aceitação pelos gestores de política econômica na América Latina, fazendo com que esses países sejam, historicamente, considerados como economias que adotam políticas comerciais com características protecionistas.

As práticas protecionistas que giram em torno de subsídios agrícolas, barreiras tarifárias e não tarifárias continuam nas pautas das conferências da Organização Mundial do Comércio (OMC) e é um dos pontos mais criticados quando o enfoque é a América Latina. A principal consequência do uso desse tipo de instrumento de política comercial é descrita por [Oliveira et al. \(2014\)](#), onde esses ressaltam que os benefícios de um comércio mais livre atingem a maioria dos setores da sociedade, por permitir menores preços dos bens importados - e, portanto, dos concorrentes domésticos -, os benefícios do protecionismo são concentrados entre os produtores. Contudo, isto assegura aos últimos um maior po-

der de vocalização de suas demandas. Além disso, tal característica abre a possibilidade de *rent seeking*, isto é, que os agentes econômicos dediquem esforços, que poderiam ser aplicados de forma produtiva, para a atividade (improdutiva) de tentar obter os privilégios decorrentes da discriminação setorial envolvida na proteção.

Referências

- Bahmani-Oskooee, Mohsen, Ali M Kutan, e Su Zhou (2008), "Do real exchange rates follow a nonlinear mean reverting process in developing countries?" *Southern Economic Journal*, 1049–1062.
- Barbosa, Fernando de Holanda (2009), "A paridade do poder de compra: existe um quebra-cabeça?" *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 39, 469–487.
- Baumann, Renato (2013), "Política comercial externa brasileira ? algumas considerações para a indústria." *Brasília: Ipea*.
- Baumann, Renato e Honório Kume (2013), "Novos padrões de comércio e política tarifária no Brasil." *O futuro da indústria no Brasil: desindustrialização em debate. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira*.
- Breitung, Jörg (1999), "The local power of some unit root tests for panel data." Technical report, Discussion Papers, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simulation of Economic Processes.
- Cheng, Su-Yin, Jong-Shin Wei, e Han Hou (2008), "A cointegration analysis of purchasing power parity and country risk." *International Journal of Business and Economics*, 7, 199–211.
- Dias, Victor Pina, Érica Diniz, e João Victor Issler (2013), "Non-durable consumption and real-estate prices in Brazil: Panel-data analysis at the state level." Technical report, FGV/EPGE Escola Brasileira de Economia e Finanças, Getúlio Vargas Foundation (Brazil).
- Divino, Jose Angelo, Vladimir Kuhl Teles, e Joaquim Pinto De Andrade (2009), "On the purchasing power parity for Latin-American countries." *Journal of Applied Economics*, 12, 33–54.
- Drine, Imed e Christophe Rault (2008), "Purchasing power parity for developing and developed countries. what can we learn from non-stationary panel data models?" *Journal of Economic Surveys*, 22, 752–773.
- Engel, Charles (2000), "Long-run PPP may not hold after all." *Journal of International Economics*, 51, 243–273.
- Feijó, Flavio Tosi e Rodrigo Rabassa Morales (2011), "A validade da paridade do poder de compra no Brasil pós-plano real." *SINERGIA-Revista do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis*, 12, 39–49.

- Frankel, Jeffrey A e Andrew K Rose (1996), "A panel project on purchasing power parity: mean reversion within and between countries." *Journal of International Economics*, 40, 209–224.
- Gadelha, Sérgio Ricardo de Brito e Daniel Melo Wanzeller (2015), "Paridade do poder de compra no brasil: Uma investigação empírica." *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, 14.
- He, Huizhen, Ming Che Chou, e Tsangyao Chang (2014), "Purchasing power parity for 15 latin american countries: Panel surkss test with a fourier function." *Economic Modelling*, 36, 37–43.
- Holland, Márcio e Pedro L Valls Pereira (1999), "Taxa de câmbio real e paridade de poder de compra no brasil." *Revista Brasileira de Economia*, 53, 259–285.
- Hurlin, Christophe (2004), "Testing granger causality in heterogeneous panel data models with fixed coefficients." *Document de recherche LEO*, 5.
- Im, Kyung So, M Hashem Pesaran, e Yongcheol Shin (2003), "Testing for unit roots in heterogeneous panels." *Journal of econometrics*, 115, 53–74.
- Jancsó, Constantin Clemens Coloman Nikolaus (2008), "A paridade do poder de compra no longo prazo: testes em moedas da américa latina (1900-2006)."
- Kao, Chihwa e Min-Hsien Chiang (1999), "On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data." *Available at SSRN 1807931*.
- Kapetanios, George, Yongcheol Shin, e Andy Snell (2003), "Testing for a unit root in the nonlinear star framework." *Journal of econometrics*, 112, 359–379.
- Levin, Andrew, Chien-Fu Lin, e Chia-Shang James Chu (2002), "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties." *Journal of econometrics*, 108, 1–24.
- Lyhagen, Johan, Pär Österholm, e Mikael Carlsson (2007), *Testing for purchasing power parity in cointegrated panels*. 7-287, International Monetary Fund.
- Mikhed, Vyacheslav e Petr Zemčík (2009), "Testing for bubbles in housing markets: A panel data approach." *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 38, 366–386.
- Neves, José de Anchieta Semedo (2006), "Testando a teoria da paridade do poder de compra generalizada no continente latino-americano."
- Oliveira, Ivan Tiago Machado, Marcelo José Braga Nonnenberg, e Flávio Lyrio Carneiro (2014), "A política comercial do brasil: situação atual e propostas de mudanças."
- Pedroni, Peter (1996), "Fully modified ols for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity." *Documento de Trabalho*.
- Pedroni, Peter (1999), "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors." *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61, 653–670.

- Pedroni, Peter (2001), "Purchasing power parity tests in cointegrated panels." *Review of Economics and Statistics*, 83, 727–731.
- Pedroni, Peter (2004), "Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis." *Econometric theory*, 20, 597–625.
- Pinotti, Maria Cristina, Bernardo Soares Blum, e Affonso Celso Pastore (1998), "Paridade de poder de compra, câmbio real e saldos comerciais." *Revista Brasileira de Economia*, 52, 359–404.
- Silber, Simão Davi, Antonio Delfim Neto, Joaquim JM Guilhoto, e Pedro Garcia Duarte (2011), "O Brasil do contexto do comércio mundial." *O Brasil do século XXI*, 1, 49–78.
- Simões, Oscar R e Emerson Fernandes Marçal (2012), "Agregação temporal e não-linearidade afetam os testes da paridade do poder de compra: Evidência a partir de dados brasileiros." *Revista Brasileira de Economia*, 66, 375–399.
- Su, Chi-Wei, Chang Tsangyao, e Hsu-Ling Chang (2011), "Purchasing power parity for fifteen latin american countries: Stationary test with a fourier function." *International Review of Economics & Finance*, 20, 839–845.
- Taylor, Mark P (1988), "An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques." *Applied economics*, 20, 1369–1381.
- Tsurumi, Hiroki e Chyong L Chen (1998), "Testing the purchasing power parity theory: a case of the taiwanese dollar exchange rate." *Journal of Economic Integration*, 232–254.
- Vasconcelos, Cláudio R F, L A Lima Júnior, e Tuarne F Dias (2014), "Validade da paridade de poder de compra para países selecionados da américa latina: teste de raiz unitária linear e não linear. 42º encontro nacional de economia." *Anais... 42º Anpec, Natal-RN*.

A Apêndice

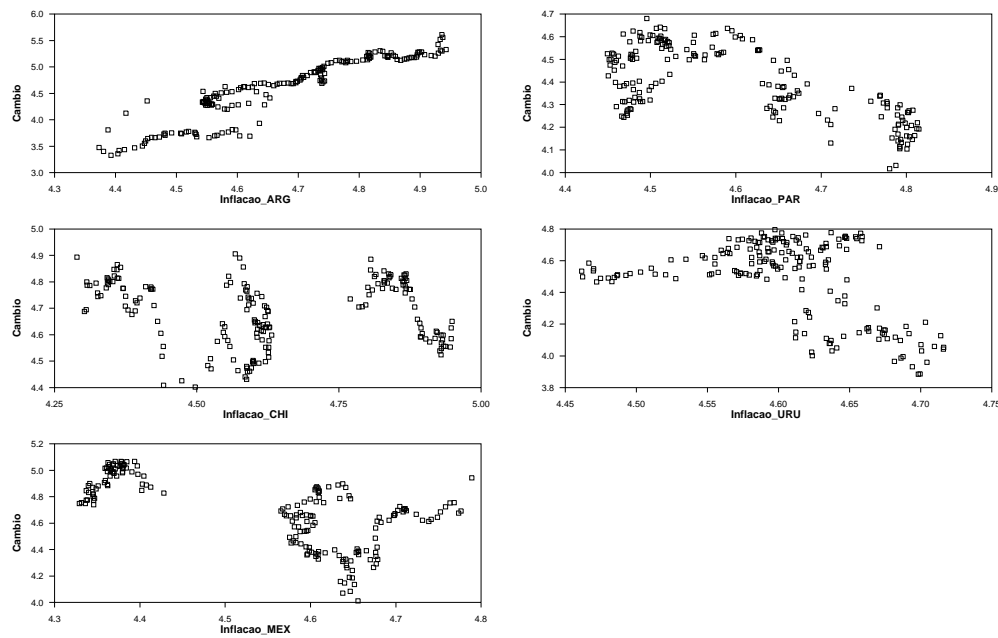


Figura 2: Dispersão entre as taxas de câmbio e os índices de preço ao consumidor dos países da América Latina

Fonte: Elaboração própria

B Apêndice

Tabela 8: Teste de causalidade de Granger para dados em painel (individuais)

| Variáveis | Estatística de teste | | | | |
|-----------|-------------------------------|------------|-------------------------------|------------|------|
| | $p_{i,t}$ não causa $s_{i,t}$ | p -valor | $s_{i,t}$ não causa $p_{i,t}$ | p -valor | |
| Países | Argentina | 0.22 | 0.89 | 19.51 | 0.00 |
| | Chile | 2.07 | 0.35 | 7.94 | 0.01 |
| | México | 1.11 | 0.57 | 2.54 | 0.28 |
| | Paraguai | 6.66 | 0.03 | 2.30 | 0.31 |
| | Uruguai | 1.34 | 0.51 | 3.34 | 0.18 |

Fonte: Elaboração própria.