

PPC Intranacional para bens agrícolas com quebras estruturais

Hecirlane Gomes Martinsⁱ 

Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, CE, Brasil

Rafael Barros Barbosaⁱⁱ 

Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, CE, Brasil

1

Resumo

Este artigo analisa o efeito de quebras estruturais sobre a velocidade de convergência de seis bens agrícolas dispostos em nove cidades brasileiras. A escolha por bens agrícolas e pela abordagem intranacional deve-se à tentativa de evitar a presença de alguns tipos de vieses que reduzem a velocidade de convergência de preços como: viés de agregação, viés setorial e viés relacionado à volatilidade da taxa de câmbio e a barreiras comerciais. Dos resultados encontrados, verificou-se que 90% das combinações entre cidades e bens agrícolas apresentaram modificação na velocidade de convergência devido à presença de quebra estrutural. Esse resultado aponta que instabilidades econômicas podem afetar a dinâmica dos preços agrícolas e que se desconsideradas, podem tornar as estimativas da meia-vida viesadas.

Palavras-chave: Quebra estrutural. Convergência de preços. Paridade do poder de compra.

Intranational PPC for agricultural goods with structural breaks

Abstract

Os resumos (em fonte Arial, espaço simples, 11pt.), em parágrafo único, devem This paper analyzes the effect of structural breaks on the speed of convergence of six agricultural goods at nine Brazilian cities. The choice for agricultural goods and for intranational approach is due to try to avoid bias that affects the speed of convergence as: aggregation bias, sectorial bias, exchange rate volatility and trade barriers. The results point out that 90% of combination good-city change their convergence's speed in presence of structural breaks. This result indicates that instabilities can affect the dynamic of agricultural prices and if neglected yields biased estimates of half-life.

Keywords: Structural break. Price convergence. Purchasing power parity.

1 Introdução



A análise da convergência de preços tem sido intensamente debatida nos últimos anos. Existem dois motivos para isso: por um lado, a hipótese de convergência de preços tem sido constantemente assumida em modelos de macroeconomia internacional como em Backus, Kehoe e Kidland (1994), Mendoza e Yue (2012), Uribe e Schmitt-Grohé (2016) etc. Por outro lado, apesar de, teoricamente plausível, a convergência de preços não tem sido verificada em estudos empíricos.

Rogoff (1996) faz um levantamento da literatura empírica existente até então e constata que a velocidade de convergência de preços entre os países é bastante elevada. Esse resultado ficou conhecido como quebra-cabeça (*puzzle*) da Paridade do Poder de Compra (PPC).

Muitos trabalhos surgiram desde então buscando verificar por que a PPC demorava muito tempo para ocorrer. Diversos foram os motivos atribuídos como: preços rígidos, comparações de cestas de bens diferentes entre países, existência de barreiras alfandegárias tarifárias ou não tarifárias, volatilidade da taxa de câmbio, quebras estruturais, entre outros.

Visando a verificar a validade da PPC, alguns autores têm recentemente investigado a convergência de preços entre cidades. Essa abordagem intranacional reduz significativamente alguns dos problemas associados à PPC quando comparadas internacionalmente.

Há três vantagens na utilização dessa abordagem. Primeiro, intranacionalmente a volatilidade da taxa de câmbio não possui efeito direto sobre a PPC, pois as cidades estão sobre uma mesma moeda. Segundo, inexistem barreiras comerciais que possam impedir a livre circulação de mercadorias. Por fim, problemas associados a comparações de cestas de consumo diferentes são reduzidos, tendo-se em conta que a diferença de hábitos de consumo intranacionalmente é muito menos heterogênea.

Apesar desta iniciativa, ainda existem alguns possíveis vieses que afetam a PPC. O viés de agregação temporal, identificado por Taylor (2001), afirma que índices de preços agregados em diferentes frequências de tempo, como são os índices de preços ao consumidor, tendem a elevar o tempo de convergência. Portanto, utilizar preços não





agregados temporalmente poderia ser uma alternativa mais interessante do que utilizar índices de preços.

Além disso, como apontam Imbs et al. (2005), calcular a velocidade de convergência desconsiderando a heterogeneidade entre setores os produtivos podem causar um forte viés no cômputo da velocidade da PPC. Esse viés, chamado viés setorial, indica que comparações entre convergências de preços sejam feitas entre os setores. Isto é, a velocidade de convergência entre o setor industrial e o agrícola, por exemplo, podem ser diferentes não pelo não atendimento à PPC, mas porque a formação dos preços é diferente.

Este artigo investiga outra fonte de viés sobre a velocidade de convergência da PPC, que é a presença de quebras estruturais sobre as séries de preços. Dessa forma, busca-se verificar se quebras estruturais são relevantes para a mensuração da velocidade de convergência de preços entre cidades brasileiras considerando seis bens agrícolas: açúcar, café, farinha, carne, feijão e arroz.

A importância das quebras estruturais para a formação de preços é bastante relevante, especialmente no Brasil, que se configura como um país instável (GOPINATH; AGUIAR, 2007). De fato, durante o período em análise ocorreram diversos choques internos e externos que podem ter alterado a forma como os preços são formados, principalmente pelo aumento da informação assimétrica. Modelos novos keynesianos como Lucas (1976) e Phelps (1970) apontam que as mudanças das expectativas sobre preços podem alterar a dinâmica de preços. Esse resultado foi, recentemente, confirmado por Drenik e Perez (2016).

A escolha por analisar preços agrícolas deve-se a dois motivos. Primeiro, o Brasil possui atualmente um dos mais importantes mercados agropecuários do mundo, seja do ponto de vista do mercado interno ou externo. Portanto, entender como os preços são formados e qual a velocidade de convergência desses preços, pode ser útil aos produtores e aos consumidores que buscam maximizar suas escolhas.

Segundo, diferentemente de outras abordagens, analisar a convergência de preços entre cidades e com bens dentro de um mesmo setor permite evitar uma série de





vieses que podem prejudicar a inferência sobre a velocidade de convergência dos preços, especialmente o viés de agregação temporal e o viés setorial. Esses vieses são minimizados quando se opta por utilizar preços desagregados e dentro de um mesmo setor.

Assim, este artigo primeiramente estimará a existência de uma possível data para a quebra estrutural nas séries temporais de preço relativo, considerando São Paulo como cidade-referência. Essa identificação dar-se-á por um teste de quebra estrutural endógeno, desenvolvido por Andrews (1993). Posteriormente, a meia-vida de convergência, que é a mais importante medida para identificar a velocidade de convergência de preços (IMBS et al, 2005), será calculada para todos os bens e cidades.

Dos resultados, depreende-se que a existência de quebras estruturais nas razões de preços relativos altera significativamente a velocidade de convergência de preços dos bens agrícolas. Esse resultado é válido para mais de 90% das combinações entre bens e cidades e indica que a desconsideração da quebra estrutural sobre o cálculo da PPC pode causar um viés.

Este artigo contribui para uma crescente literatura que recentemente vem estudando a convergência de preços entre cidades como Engel (1996), Engel e Rogers (1996), Cechetti, Mark e Sonora (2002), entre outros. Uma limitação desses trabalhos deve-se à desconsideração de vieses relacionados a quebras estruturais, agregação temporal e setorial, o que de certa forma é evitado pelos autores.

Além disso, esta pesquisa corrobora os achados recentes de trabalhos empíricos sobre a importância da quebra estrutural para o cálculo da velocidade de convergência de preços, mesmo intranacionalmente, como em Basher e Carrion-i-Silvestre (2009), Nath e Sakar (2011), Nath e Hegwood (2013), entre outros. Todavia, ao contrário dos achados anteriores, o resultado apresentado neste artigo busca lidar com outros tipos de vieses além das quebras estruturais e aponta para a importância das instabilidades na convergência de preços agropecuários.

Este artigo está organizado em mais quatro seções. Na seção seguinte, é apresentada uma discussão sobre a importância de medir a PPC e o que ela representa para os





agentes econômicos. A seção 3 apresenta a estratégia econométrica e a base de dados utilizada. A seção 4 discute e apresenta os principais resultados. Por fim, a seção 5 discute as conclusões do artigo

2 Medindo a PPC Intranacional

5

Segundo Krugman e Obstfeld (2010, p. 291), “a teoria da PPC explica os movimentos da taxa de câmbio entre as moedas de dois países pelas mudanças nos níveis de preços desses países”. Sendo assim, as estimativas da paridade do poder de compra podem ser auferidas a partir das taxas de câmbio de mercado. Posto isso, a taxa de conversão da moeda doméstica deve ser de tal forma que reflita a igualdade do poder de compra das moedas em ambos os países (doméstico e estrangeiro), visto que, a PPC mostra a quantidade de bens e serviços que podem ser adquiridos por cada unidade de moeda local em diferentes países.

No entanto, quando se observa preços distintos para um mesmo bem entre as diferentes regiões comparadas, verifica-se uma abertura para a ocorrência de arbitragem. Conseqüentemente, a PPC será validada no curto prazo, isto é, a velocidade de convergência de preços tende a ser elevada.

Diversos fatores podem aumentar a velocidade de convergência de preços como barreiras tarifárias, custo de transporte, volatilidade da moeda e da capacidade produtiva. Portanto, se não for considerado a existência desses fatores em mercados competitivos, espera-se que preços convirjam para um mesmo valor mais rapidamente (ENGEL; ROGERS, 1996).

Existem várias falhas e problemas relacionados ao conceito de PPC que comprovam a complexidade em se ajustar os níveis de preços. Autores como Cecchetti et al. (2002), Krugman (2010), dentre outros ratificam essa análise sobre os níveis de preços. Barreiras tarifárias e não tarifárias aliadas aos custos de transporte são alguns desses problemas que podem causar desvios permanentes da PPC. Com isso, a livre comercialização entre os países pode ser dificultada ou até mesmo evitada, pois elevam





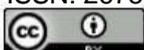
o valor do produto acima dos preços de equilíbrio. Para os casos de produtos não transacionáveis, observa-se que esses desvios possuem uma maior duração (PALAIA; HOLLAND, 2010).

Neste trabalho, evitam-se alguns dos problemas associados à baixa velocidade de convergência de preços. Isso se deve ao fato de que, em economias unificadas, não existem problemas relacionados a barreiras tarifárias e não tarifárias volatilidade de câmbio, pois por possuir a moeda unificada, a taxa de câmbio nominal é igual a um. Assim sendo, qualquer variação no nível de preços corresponderá a uma mudança na taxa de câmbio real entre os bens de diferentes cidades (SARAIVA, 2012).

Entretanto, mesmo no âmbito intranacional pode-se verificar a baixa velocidade de convergência devido à existência de preços rígidos. Vasconcelos e Lima (1999) expõem em seu artigo uma explicação para a PPC não ser validada no curto prazo. Eles relatam que, embora haja variação na taxa de câmbio, os produtores podem não ajustar seus preços proporcionalmente por diversos motivos como custo de menu (MANKIW, 1985), problemas informacionais (LUCAS, 1972), falhas de coordenação, entre outros. Quando se verificam esses fatores, o que pode ser encontrado são desvios permanentes de PPC e para os casos de produtos não transacionáveis observa-se que esses desvios possuem uma maior duração (CHEUNG; FUJII, 2008).

Alguns pesquisadores apontam a distância como um dos responsáveis pelos desvios. Parsley e Wei (1996), Engel (1996), Engel e Rogers (2001), Ferreira et al. (2008) revelaram que quanto maior a distância entre as cidades comparadas, menor era a taxa de convergência dos preços. Cecchetti, Mark e Sonora (2002) também apontam como os responsáveis por essa lenta convergência dos preços, a distância e o preço dos bens não comercializáveis. Engel (1996) e Cecchetti, Mark e Sonora (2002) foram os primeiros a trabalhar com dados intranacionais.

Engel (1996) empenhou-se em averiguar, com base na lei do preço único, quais as razões para que produtos idênticos sofressem variações de preços quando comparados entre diferentes localidades. Seus resultados mostraram a distância como a causa dessa volatilidade. Segundo Engel (1996), a divergência de preços entre duas





idades de países diferentes é maior do que quando comparada entre cidades do mesmo país.

Cecchetti, Mark e Sonora (doravante CMS) desenvolveram em 2002 um estudo sobre a validade da PPC com dados para 19 cidades dos Estados Unidos no período de 1918 a 1995. CMS rejeitaram a hipótese da presença de raiz unitária no conjunto de dados da taxa de câmbio e revelaram que os desvios são temporários, mas surpreendentemente persistentes com uma velocidade de convergência média de aproximadamente 9 anos. A explicação para a baixa taxa de convergência origina-se de problemas relacionados à distância entre as cidades, aos ajustes assimétricos e à presença de bens não transacionáveis.

A instabilidade macroeconômica pode afetar o desempenho estocástico das séries ao longo do tempo, surgindo assim, quebras estruturais nas séries de preços nacionais e taxa de câmbio nominal (PALAIA; HOLLAND, 2009). Autores como Basher e Carrion-i-Silvestre (2009), Gutierrez e Almeida (2013), dentre outros verificaram que a existência das quebras estruturais reduz a velocidade de convergência da PPC.

Basher e Carrion-i-Silvestre (2009) ao realizarem uma nova vista sobre trabalho de CMS (2002) discutiram sobre os conceitos e cálculos da paridade do poder de compra diante de quebras estruturais. Eles observaram que, ao computar a presença de quebras estruturais, a série resulta em estacionariedade e com meia-vida de convergência média de 1,5 a 2,65 anos. Uma meia-vida média muito inferior aos resultados de CMS (2002) e outros autores. Eles deixam claro em sua pesquisa que não incluir as possíveis quebras estruturais ocorridas nas séries podem levar o pesquisador a incorrer em resultados distorcidos.

Kannebley inovou em 2003 ao testar a PPC a partir dos testes de raiz unitária para os períodos de 1968 a 1994 considerando a presença de quebra estrutural desenvolvidos por Perron e Vogelsang (1992). De acordo com Kannebley (2003), se não for levado em consideração a existência de quebras estruturais, os testes de raiz unitária usuais poderiam sair viesados.





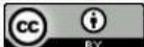
Hegwood e Nath (2013) investigaram se a presença de quebras estruturais eram um fator relevante para se obter uma convergência mais rápida dos preços relativos para 17 cidades dos Estados Unidos entre 1918 e 2010. Seus resultados foram favoráveis às literaturas existentes. Concluindo, assim, que a convergência torna-se mais rápida quando se observa as rupturas estruturais nas séries.

Nath e Sakar (2014) examinaram a série do Índice de Preços ao Consumidor – IPC para sete cidades australianas utilizando dados trimestrais. Seus resultados apresentaram estimativa de meia-vida de 2,3 a 3,8 trimestres. Em sua pesquisa, pode-se concluir que estimativas de meia-vida são menores quando se inclui quebras estruturais e correções de tendência.

Outros trabalhos também provaram a importância da inclusão das quebras estruturais nos modelos. Papell e Prodan (2006) encontraram evidências em favor da hipótese da PPC para uma amostra de economias industrializadas controlando-as para a quebra estrutural. Gadea et al. (2004) não é capaz de rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para um conjunto de taxas de câmbio reais europeias, quando houve omissão das quebras estruturais. Porém, sua análise é revertida quando se incorporam as quebras estruturais.

Na literatura brasileira, não há vastos estudos que abordem os efeitos de uma quebra estrutural em uma série para preços intranacionais. Dentre os trabalhos que relatam o tema de quebras estruturais tem-se como exemplo: Kannebley (2003), Feijó e Morales (2008), Palaia e Holland (2009), dentre outros que ratificam resultados viesados para os testes quando não se considera a presença de quebras estruturais. Diante da possibilidade de presença de instabilidade nos parâmetros, o próprio conceito de PPC passa a ser modificado. Balassa (1964) e Samuelson (1964) afirmam que não basta a taxa de câmbio ser simplesmente estacionária, ela precisa ser estacionária em tendência, definindo, assim, esse conceito como “tendência PPC” (TPPC).

Nessa concepção de Balassa (1964) e Samuelson (1964), o que na verdade gera a PPC é o diferencial de produtividade e não simplesmente o diferencial de preços. O preço é um reflexo da produtividade entre os países, então, países mais avançados terão





uma produtividade muito maior. A TPPC é capaz de capturar esses efeitos de diferencial de produtividade que geram desvios na PPC. Desse modo, para um melhor esclarecimento da hipótese da PPC, nesse caso, é preciso adaptar essas teorias. Assim, surgem as seguintes generalizações (BASHER; CARRIONI- SILVESTRE, 2009):

1- Quase Paridade do Poder de Compra (QPPC): que testa se as taxas de câmbio real são estacionárias – $I(0)$ – de forma fixa em torno de algum nível de mudança. Isso significa que supondo que há presença de quebra estrutural em uma dada série de tempo, a PPC será válida entre quebras (antes e depois da quebra ela será estacionária), ou seja, em torno dessa mudança ela será estacionária. O que não seria possível encontrar tal estacionariedade se fosse considerado o período como um todo;

2- Tendência Qualificada da Paridade do Poder de Compra (TQPPC): que testa se as taxas de câmbio real são estacionárias – $I(0)$ – em torno de um componente determinístico dado por uma tendência linear com mudanças de nível. Esse segundo conceito é voltado para a concepção de Balassa (1964) e Samuelson (1964) que, ao introduzir o componente determinístico, verifica se a PPC, ainda assim, é válida entre quebras.

Todavia, mesmo quando se a QPPC e a TQPPC forem válidas, isso não necessariamente significa que a PPC será verdadeira. Logo, a validade da TPPC e da TQPPC na presença de quebras estruturais é condição necessária e não suficiente para assegurar a PPC (BASHER; CARRIONI-SILVESTRE, 2009).

Assim, quando se obtém evidências em favor da TPPC e da TQPPC, novas investigações devem ser conduzidas. Deve-se, então, aplicar as restrições de paridade nos coeficientes do primeiro e do último regime, de modo que tenham o mesmo sinal e magnitude. Diante disso, nota-se que a longo prazo, o componente determinístico não muda, tornando-se estacionário. Isso implica que após a última quebra ter ocorrido, o componente determinístico da série temporal será proporcional ao período anterior à quebra estrutural.

Mais recentemente, Barbosa et al. (2017) utilizam testes de quebra estrutural em painel para 9 cidades brasileiras corrigindo o cálculo da velocidade de convergência de





preço para a existência de dois tipos de vieses: agregação temporal e viés de Nickell. Os resultados apontam para a presença de três quebras estruturais no período entre 1996 e 2016. Além disso, a correção para a presença de quebra estrutural reduziu a velocidade de convergência média de 21 meses para pouco mais de 5 meses. Esses resultados foram robustos à escolha da cidade de referência.

Existe uma alta vulnerabilidade do setor agrícola no tocante aos choques de oferta e demanda. Especialmente quando se observa fatores naturais controlando a quantidade ofertada – como exemplo, tem-se o excesso ou escassez de chuvas – e a variação na política ou conjuntura econômica influenciando o lado da demanda, visto que os preços internos dos produtos agrícolas sofrem bastante influência do setor externo (MARGARIDO; BARROS, 2000). Segundo Margarido e Barros (2000), os preços agrícolas no Brasil (internos) passaram a ser mais sensíveis às variações dos preços externos após a abertura econômica em 1990, à estabilização de preços domésticos em 1994 e à implantação do plano real.

Alguns trabalhos relacionados à convergência de produtos agrícolas no mercado brasileiro mostram resultados não muito satisfatórios como Tabosa, Irffi e Penna (2014), Tabosa, Ferreira e Castelar (2014), Barbosa, Tabosa e Araújo (2016). O método por eles utilizado não parece adequado, uma vez que desconsideram vieses oriundos de rupturas presentes nas séries de tempo. E, como já exposta em diversas literaturas, os resultados da meia-vida muda nas subamostras.

Diante do exposto e considerando o conceito de integração de mercado, no qual se entende que quanto menor for a disparidade de preços, maior será o grau de integração, Stigler e Sherwin (1985), torna-se relevante examinar se os índices de preços dos bens desagregados entre as regiões metropolitanas do Brasil partilham de uma mesma tendência. E, se comprovado, medir qual a velocidade de reversão após um choque local. Assim sendo, será possível investigar se o mercado agrícola intranacional brasileiro é integrado e interdependente economicamente.

3 Abordagem econométrica e base de dados



3.1 Base de Dados

O conjunto de dados extraído do IPEADATA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – corresponde ao período que se estende de janeiro de 1994 a julho de 2011. Foram compiladas informações mensais dos preços do açúcar, arroz, café, carne, farinha e feijão, todos referentes a cesta básica municipal. Estes foram examinados de forma desagregada para 13 cidades brasileiras que representaram seus respectivos estados, sendo elas: Salvador - BA, Fortaleza - CE, Brasília - DF, Vitória - ES, Belo Horizonte - MG, Belém - PA, João Pessoa - PB, Recife - PE, Curitiba - PR, Rio de Janeiro - RJ, Natal - RN, Porto Alegre - RS e Florianópolis - SC.

Visto que a atividade econômica do Brasil é fortemente concentrada na cidade de São Paulo, esta, por sua vez, foi a cidade considerada como parâmetro de comparação. Foram escolhidas apenas essas cidades devido à insuficiência de dados para as demais.

3.2 Metodologia

Como se pretende fazer uma análise da validade da PPC entre cidades, é importante ressaltar que regiões monetariamente unificadas possuem a taxa de câmbio nominal igual a um. Assim sendo, diferenças de preços entre essas regiões são resultado do impacto gerado na taxa de câmbio real e não na taxa de câmbio nominal. Matematicamente, a taxa de câmbio real é descrita como:

$$Q_{i,j,t} = E \left(\frac{P_{i,t}}{P_{j,t}} \right) \quad (1)$$

Em que: $Q_{i,j,t}$ é a taxa de câmbio real entre uma cidade i e a cidade base j no momento t . E $P_{i,t}$ é o preço de certo bem de uma cidade i analisada e $P_{j,t}$ é o preço do mesmo bem na cidade base j . Sendo, portanto, $(P_{i,t}/P_{j,t})$ a razão que expressa os preços relativos de um mesmo bem entre cidades diferentes.

Nesse contexto, a taxa de câmbio real será igual à razão dos preços entre a cidade-base (São Paulo) e as demais cidades. Ao se aplicar logaritmo em ambos os lados

de (1), temos o preço relativo em termos percentuais dos preços da cidade i em relação à cidade j .

$$y_t = 100 \times (\ln P_{i,t} - \ln P_{j,t}) \quad (2)$$

É de grande importância identificar se a série estudada é ou não estacionária, pois as inferências estatísticas podem ser erroneamente calculadas caso se esteja trabalhando com modelos do tipo passeio aleatório. Neste estudo, será aplicado o teste ADF assumindo a inexistência de *drift* e tendência, pois esta é a forma funcional mais utilizada pela literatura empírica também porque é teoricamente mais plausível.

Seja um modelo autoregressivo (AR(1)) dado pela equação abaixo:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Em que: ε_t é um ruído branco. Após a estimação de (3), o cálculo da meia-vida é facilmente obtido a partir de:

$$H = \frac{\ln 0.5}{\ln \hat{\rho}} \quad (4)$$

Diante de quebras estruturais, o parâmetro ρ sofre mudanças em seu nível. Este, portanto, altera a meia vida de convergência. Com isso, pode-se inferir que a própria meia-vida depende da quebra estrutural. Ou seja, supondo que a data da quebra ocorra em τ^* , com $t = 1, \dots, \tau^*, \dots, T$. Então:

$$H_{1:\tau^*} = \frac{\ln 0.5}{\ln \hat{\rho}_1} \quad (5)$$

$$H_{\tau^*+1:T} = \frac{\ln 0.5}{\ln \hat{\rho}_2} \quad (6)$$

Portanto, identificar as quebras estruturais permitirá obter duas meias-vidas antes e após a quebra.

Para identificar a correta data da quebra será utilizado o teste de Andrews-Chow. Esse teste, em síntese, busca verificar se, de fato, ocorreu uma mudança estrutural na

série dentro de determinado período, observando se os valores dos parâmetros (intercepto, coeficiente angular ou ambos) mantêm-se ou não iguais ao longo do tempo estudado.

Para aplicar o teste de Chow, é preciso estimar um modelo assumindo a restrição da quebra estrutural em determinado período τ . De cada uma das regressões, obtêm-se a soma restrita dos quadrados dos resíduos ($SQR_R(\tau)$). Este valor será comparado ao modelo sem assumir a presença de quebra em τ , por meio da soma dos quadrados irrestritos (SQR_{IR}).

A hipótese nula do teste de Chow é que a soma dos quadrados restritos, isto é, antes e depois da quebra, é igual à soma dos quadrados dos resíduos do modelo irrestrito.

$$H_0: SQR_{R,1:\tau} + SQR_{R,\tau+1:T} = SQR_{IR} \quad (7)$$

Em que: $SQR_{R,1:\tau}$ e $SQR_{R,\tau+1:T}$ correspondem a SQR do modelo restrito antes e depois da quebra estrutural. Caso tal hipótese seja rejeitada, então existem evidências significativas de que τ representa uma quebra estrutural.

Um problema associado ao teste de Chow é que a escolha da data da quebra é realizada exogenamente, isto é, recorre-se à intuição ou a recursos gráficos para determinar a possível data da quebra. Andrews (1993) propôs um teste de quebra estrutural que permite que a escolha seja feita de forma endógena. Ou seja, estabelece um critério estatístico para determinar a possível data da quebra estrutural.

O procedimento é bastante simples. Suponha que \hat{F}_t seja a estatística de teste de Chow para a quebra estrutural suposta em t . Assim, é possível calcular a estatística de teste para todo $t = 1, \dots, T$. Com isso tem-se o seguinte vetor contendo a estatística de teste para cada período: $\{\hat{F}_t\}_{t=1}^T$.

Andrews (1993) estabeleceu como estatística de teste para a quebra estrutural endógena o maior valor da sequência de estatísticas de teste de Chow, isto é:

$$\hat{F}_\tau^* = \max \{\hat{F}_t\}_{t=1}^T \quad (8)$$



Para a implementação desse teste é necessário reservar um período da amostra sobre o qual a quebra estrutural não será verificada, chamado *trimming*. Normalmente, corresponde ao período inicial e final das séries temporais (10% ou 15%). A necessidade do *trimming* deriva da impossibilidade de se estimar a soma dos quadrados dos resíduos para amostras muito pequenas. Este trabalho adotará como *trimming* os primeiros 15% e os últimos 15% da amostra, restando 70% sobre o qual será verificada a presença da quebra estrutural.

4 Resultados

Esta seção discute os principais resultados encontrados após a aplicação do teste Sup-Wald para a quebra estrutural, da análise da estacionariedade entre os períodos de quebra quando estas ocorrerem e da verificação se a identificação de tais instabilidades permitem reduzir a meia-vida de convergência das séries de preços.

A Tabela 1 apresenta os resultados do teste de Andrews aplicado aos preços relativos entre as cidades brasileiras para cada um dos seis bens (Açúcar, Arroz, Café, Farinha, Feijão e Carne). Verifica-se que para todos os bens, ao menos uma cidade exibiu quebra estrutural nos preços relativos. Isso torna evidente a influência que as quebras estruturais podem ter nas séries.

De fato, para o açúcar, apenas as cidades de Salvador, Belo Horizonte e Florianópolis não apresentaram instabilidades nos parâmetros. Quanto ao arroz, as cidades que apresentaram quebra estrutural foram Salvador, Brasília, Belo Horizonte, Rio de Janeiro e Florianópolis. Por sua vez, o café foi o item que apresentou o menor número de instabilidade nos parâmetros, tendo este se verificado apenas nas cidades de Fortaleza, Brasília, Belém e Curitiba.

As cidades de Salvador, Brasília, Vitória, Belo Horizonte e Natal não apresentaram quebras no período analisado para o bem Farinha. Do mesmo modo, as cidades de Salvador, Fortaleza, Belo Horizonte, João Pessoa, Natal e Porto Alegre não evidenciaram



a presença de quebra estrutural para o feijão. Por fim, Salvador, Brasília, Curitiba e Porto Alegre também não registraram instabilidades nos parâmetros para o bem carne.

Em resumo, a cidade que mais exibiu quebras estruturais no período dentre todos os bens foi a cidade de Belém, não exibindo instabilidade apenas para o item arroz. Por outro lado, a cidade que menos apresentou instabilidade foi a de Salvador. Esta exibiu mudança no parâmetro apenas para o arroz.

A maior parte das quebras estruturais ocorreu nos anos de 2002 e 2008. Em 2008, tais instabilidades nos parâmetros podem ser resultado da crise financeira mundial, iniciada em meados de 2007. Por seu turno, 2002 é marcado como o ano que iniciou o governo Lula. Este, devido a expectativas de mercado, foi um ano bastante instável (GIAMBIAGI et al., 2005).

No ano de 1999, os itens que sofreram o maior impacto no valor da quebra foram o açúcar e o feijão. O impacto sofrido pelo açúcar em Natal atingiu 9,147 e o feijão atingiu com 6,212 em Belém. Já o café e a carne tiveram seu maior ponto de quebra no ano de 2007. O café chegou a 4,449 em Belém e a carne chegou a 8,172 em Belo Horizonte. O maior ponto de quebra sofrido pelo arroz foi em maio de 2006 em Brasília com 7,458 e a farinha foi em maio de 2008 com o maior impacto de aproximadamente 7,305 em Porto Alegre.

Tabela 1: Teste de Andrews para preço relativo de bens agrícolas

Açúcar			Café			Feijão		
Capital	Data da Quebra	Valor da Quebra	Capital	Data da Quebra	Valor da Quebra	Capital	Data da Quebra	Valor da Quebra
BA	-	-	BA	-	-	BA	-	-
CE	2002.09	4.783	CE	2008.02	3.738	CE	-	-
DF	1996.12	4.551	DF	2005.10	4.388	DF	2008.02	4.111
ES	2004.02	6.420	ES	-	-	ES	1998.01	4.449
MG	-	-	MG	-	-	MG	-	-
PA	2004.04	5.143	PA	2007.03	4.449	PA	1999.07	6.213
PB	2002.09	4.915	PB	-	-	PB	-	-
PE	2000.02	6.414	PE	-	-	PE	2008.10	5.484
PR	2004.10	7.029	PR	1998.09	3.786	PR	1997.12	3.772
RJ	2007.10	4.087	RJ	-	-	RJ	1997.12	4.688
RN	1999.04	9.148	RN	-	-	RN	-	-
RS	2000.07	4.384	RS	-	-	RS	-	-
SC	-	-	SC	-	-	SC	1997.12	4.151
Arroz			Farinha			Carne		
Capital	Data da Quebra	Valor da Quebra	Capital	Data da Quebra	Valor da Quebra	Capital	Data da Quebra	Valor da Quebra
CE	-	-	CE	1998.05	4.289	CE	2000.06	4.906
DF	2006.05	7.458	DF	-	-	DF	-	-
ES	-	-	ES	-	-	ES	2001.03	5.146
MG	2001.10	4.620	MG	-	-	MG	2007.06	8.172



PA	-	-	PA	1996.10	4.225	PA	1999.11	5.230
PB	-	-	PB	2002.11	4.162	PB	2003.06	7.017
PE	-	-	PE	2002.11	3.820	PE	1999.05	4.207
PR	-	-	PR	2008.07	4.726	PR	-	-
RJ	2000.04	4.596	RJ	2008.06	4.164	RJ	2006.06	5.796
RN	-	-	RN	-	-	RN	2002.03	4.454
RS	-	-	RS	2008.05	7.306	RS	-	-
SC	2008.11	4.367	SC	2008.05	1.010	SC	1997.01	3.847

Fonte: Elaboração dos autores.

A tabela 2 apresenta os resultados do teste ADF aplicados para amostra completa e entre os períodos de quebra, quando estes ocorreram. Uma importante limitação desta metodologia é o que reduz significativamente o poder do teste ADF e da análise da meia-vida é o tamanho da amostra entre quebras. Para que o teste ADF gere resultados confiáveis em ambos os períodos, antes e depois da quebra estrutural, é necessário que a quebra tenha ocorrido entre 1998.12 e 2006.08. Caso a instabilidade ocorra antes de 1998.12 e após 2006.08 o tamanho da amostra será reduzido ao tamanho menor do que sessenta observações, prejudicando com isso a inferência nessa subamostra. Na tabela 2, ADF 1 indica o teste ADF aplicado antes da quebra estrutural e ADF 2 a quebra após a data da quebra.

A vantagem de se utilizar o teste ADF entre quebras é que se espera que as séries sejam estacionárias antes e depois da quebra. Dessa forma, se o teste ADF indicar estacionariedade da série antes e depois da quebra, esse fato representará uma evidência a favor da validade da PPC para os períodos entre quebras, como embasado na teoria da QPPC citada por Basher e Carrion-i-Silvestre (2009).

Da análise da tabela 2, nota-se que a indicação da data da quebra não alterou significativamente os resultados do teste ADF. De fato, para o açúcar, a estacionariedade antes e após a quebra foi verificado sempre que o teste, sem considerar quebra, indicava a estacionariedade, com exceção do Rio de Janeiro e de João Pessoa. Já para o arroz, as cidades de Salvador e Brasília apresentaram indícios de estacionariedade no pós-quebra, muito embora não indicassem estacionariedade sem a quebra. Para este caso, Belo Horizonte apresentou estacionariedade apenas no pós-quebra.

Para o café, pós-quebra também apresentou resultados estacionários para as cidades de Fortaleza, Brasília, Belém e Curitiba. Todavia, para Fortaleza, Belém e Curitiba





a data da quebra permitiu uma subamostra pós-quebra reduzida fora do valor confiável. Já para a farinha, todas as indicações de estacionariedade pós-quebra também ocorreram quando se considera a amostra completa, exceto Porto Alegre.

Por fim, feijão e carne pouco exibiram a estacionariedade. A carne foi estacionária apenas na amostra antes da quebra estrutural. Já o feijão indicou a presença de estacionariedade mais frequente no pós-quebra, seguindo o padrão da maioria dos bens.

Esses resultados já eram, de certa forma, esperados. O fato da existência da quebra estrutural prejudica a inferência do teste ADF. Dessa forma, ao indicar a estacionariedade para a amostra completa, o teste desconsiderava a presença da quebra estrutural. Entretanto, ao controlar para a data da quebra, a estacionariedade apresentava-se apenas para um dos períodos, antes ou após a quebra.

Finalmente, a tabela 3 exibe os resultados da estimação da Meia-Vida (MV). Esta, como já comentado, mostra em quantos períodos a convergência de preços ocorrerá. No caso desta análise, a frequência está sendo contabilizada em meses, portanto, a meia-vida indica em quantos meses os preços relativos retornarão à tendência de longo prazo. Novamente na tabela 3, os valores reportados como MV 1 e MV 2 representam, respectivamente, a meia-vida de convergência antes e após a data estimada para a quebra estrutural.

Dos resultados, verifica-se que a presença da quebra estrutural reduz a meia-vida dos preços relativos na maioria dos casos, seja antes, seja depois da data da quebra. Para o bem açúcar, houve uma melhora na velocidade de convergência antes da quebra para as cidades de Fortaleza, Distrito Federal, Vitória, Recife, Rio de Janeiro e Porto Alegre. Para após a quebra, as cidades de João Pessoa, Curitiba e Natal. A cidade de Belém foi a que apresentou maior tempo de duração para que ocorresse a convergência.

Tabela 2: Teste ADF

Açúcar				Café				Feijão			
Capital	ADF Sem Quebras	ADF 1	ADF 2	Capital	ADF Sem Quebras	ADF 1	ADF 2	Capital	ADF Sem Quebras	ADF 1	ADF 2
BA	-3,326*	-	-	BA	-1.137	-	-	BA	-0.707	-	-
CE	-2,370*	-2,087*	-1.445	CE	-0.759	0.280	-2,295*	CE	-0.798	-	-
DF	-0.205	0.851	-0.386	DF	-1.666	-0.169	-2,643*	DF	-3,602*	-2,114*	-2,932*
ES	-1,978*	-1.632	-1.335	ES	-0.808	-	-	ES	-2,483*	-0.467	-2,008*
MG	-1.644	-	-	MG	-1.915	-	-	MG	-1.249	-	-



Arroz				Farinha				Carne			
Capital	ADF Sem Quebras	ADF 1	ADF 2	Capital	ADF Sem Quebras	ADF 1	ADF 2	Capital	ADF Sem Quebras	ADF 1	ADF 2
PA	-0.950	-0.241	-1.038	PA	-1.274	0.192	-2,696*	PA	-2,569*	-2,139*	-1.768
PB	-1.770	-0.172	-3,000*	PB	-0.831	-	-	PB	-0.951	-	-
PE	-3,823*	-2,770*	-2,392*	PE	-1.301	-	-	PE	-1.38	-0.993	-1.728
PR	-2,849*	-1,998*	-1,932	PR	-1.025	0.229	-2,675	PR	-2,670*	-3,031*	-2,156*
RJ	-1.339	-2,028*	0.680	RJ	-1.299	-	-	RJ	-2,276*	-2,381*	-1.676
RN	-2,327*	-0.403	-3,430*	RN	-0.790	-	-	RN	-0.788	-	-
RS	-2,016*	-0.558	-2,158*	RS	-1.084	-	-	RS	-1,996*	-	-
SC	-0.719	-	-	SC	-0.991	-	-	SC	-3,367*	-2,560*	-2,726*

Fonte: Elaboração dos autores.

*Indica que não houve rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Tabela 3: Cálculo da meia-vida de convergência entre quebras estruturais

Açúcar				Café				Feijão			
Capital	MV Sem Quebras	MV 1	MV 2	Capital	MV Sem Quebras	MV 1	MV 2	Capital	MV Sem Quebras	MV 1	MV 2
BA	3.287	-	-	BA	27.554	-	-	BA	14.810	-	-
CE	7.770	7.051	7.950	CE	41.571	53.460	48.863	CE	9.063	-	-
DF	14.139	6.841	16.863	DF	11.185	12.695	51.550	DF	7.680	12.157	6.979
ES	3.893	2.447	10.589	ES	39.730	-	-	ES	8.768	4.326	13.532
MG	6.380	-	-	MG	19.435	-	-	MG	6.544	-	-
PA	22.713	34.060	28.118	PA	11.002	12.347	73.115	PA	4.210	6.319	3.845
PB	7.668	16.569	3.584	PB	47.746	-	-	PB	10.459	-	-
PE	2.435	2.251	2.651	PE	25.724	-	-	PE	6.795	4.256	1.335
PR	3.502	4.903	0.999	PR	19.327	18.991	5.834	PR	9.841	9.548	9.515
RJ	4.749	3.675	9.779	RJ	9.175	-	-	RJ	10.453	6.139	14.273
RN	3.634	4.557	2.801	RN	36.066	-	-	RN	11.613	-	-
RS	1.678	1.530	1.891	RS	24.175	-	-	RS	14.273	-	-
SC	4.588	-	-	SC	17.742	-	-	SC	6.821	5.587	8.319

Arroz				Farinha				Carne			
Capital	MV Sem Quebras	MV 1	MV 2	Capital	MV Sem Quebras	MV 1	MV 2	Capital	MV Sem Quebras	MV 1	MV 2
BA	18.701	28.463	16.049	BA	11.880	-	-	BA	28.861	-	-
CE	11.360	-	-	CE	10.933	14.564	9.530	CE	12.754	12.174	18.565
DF	6.128	10.812	1.027	DF	6.106	-	-	DF	3.605	-	-
ES	15.408	-	-	ES	6.670	-	-	ES	10.024	9.927	9.728
MG	2.069	4.860	0.735	MG	10.870	-	-	MG	10.077	10.497	36.490
PA	34.105	-	-	PA	20.529	13.672	22.434	PA	30.781	19.002	105.356
PB	25.296	-	-	PB	13.370	10.099	13.998	PB	5.877	3.073	12.823
PE	25.687	-	-	PE	11.266	15.987	3.049	PE	35.466	9.718	47.126
PR	4.934	-	-	PR	56.375	40.237	168.372	PR	1.737	-	-
RJ	32.595	2.790	40.388	RJ	5.548	6.041	3.007	RJ	25.847	17.875	51.430
RN	44.805	-	-	RN	9.586	-	-	RN	1.850	2.002	1.706
RS	4.540	-	-	RS	0.235	21.852	96.595	RS	8.973	-	-
SC	11.619	11.839	8.249	SC	2.088	2.034	3.069	SC	4.893	4.560	4.874

Fonte: Elaboração dos autores.

Para o arroz, a meia-vida melhorou frequentemente após a data da quebra. As cidades que apresentaram tal padrão foram Salvador, Brasília, Belo Horizonte e



Florianópolis. A única cidade que exibiu melhora antes da data da quebra foi Rio de Janeiro. Para o bem café, a meia-vida foi reduzida somente para a cidade de Curitiba, que apontou uma melhora na convergência para antes e depois da data da quebra.

Em relação à farinha, houve redução da velocidade de convergência antes da quebra para as cidades de Belém, João Pessoa, Curitiba e Florianópolis. Com relação à subamostra após a quebra, as cidades de Fortaleza, Recife e Rio de Janeiro apresentaram melhora na velocidade de convergência. O item feijão apresentou redução da meia-vida antes da quebra para as cidades de Rio de Janeiro, Curitiba, Florianópolis, Recife e Vitória. Já para o período após a quebra, foram as cidades Distrito Federal, Belém, Recife e Curitiba.

Em janeiro de 1997, na cidade de Florianópolis e, em março de 2001, na cidade de Vitória, a carne apresentou melhora na meia-vida antes e depois da quebra, assim, pode-se verificar a PPC esperada com uma melhora na convergência para ambas as subamostras. Outro item que também mostrou resultados satisfatórios, com melhora na meia-vida para antes e depois da quebra, foi o feijão na cidade de Curitiba em dezembro de 1997 e na cidade de Recife em outubro de 2008.

Por fim, para a carne, as cidades que reduziram a meia-vida antes da quebra foram Fortaleza, Vitória, Belém, João Pessoa, Recife, Rio de Janeiro e Florianópolis. Para a amostra após a quebra, tem-se as seguintes cidades Vitória, Natal e Florianópolis.

Os anos de 1997 e 2000 foram os anos que obtiveram a maior quantidade de convergências antes da quebra. Já para o período pós-quebra os anos que mais contribuíram para a convergência foram 2002 e 2008.

Os resultados aqui obtidos são satisfatórios, com estimativas de meia-vida de até 3 anos para a maioria das cidades e dos itens aqui investigados. O que é bastante reduzido, se comparado às estimativas de outros trabalhos com resultados para meia-vida entre cidades norte americanas. É um resultado apropriado, visto que o padrão internacional de meia-vida média está em torno de 3 a 5 anos. Isso mostra uma rápida reversão da paridade do nível de preços no Brasil. Portanto, podem-se ratificar indícios de que as cidades brasileiras são integradas e interdependentes economicamente.





Os resultados parecem apontar para duas conclusões. Primeiro, a presença de quebra estrutural nas séries de preços relativos entre as cidades brasileiras interfere na velocidade de convergência. Isso pode ser evidenciado rapidamente, pois das 43 cidades/bens analisadas que apresentaram instabilidade nos parâmetros, 37 exibiram redução da meia-vida das séries antes ou após a quebra estrutural. Esse resultado é bastante relevante e indica que a paridade do poder de compra, quando controlada a volatilidade cambial, a presença de barreiras comerciais e a existência de cestas heterogêneas ainda assim é afetada por instabilidades nos parâmetros.

Tal conclusão contribui para uma literatura crescente que vem identificando as quebras estruturais como um dos fatores relevantes para a persistência de séries de preços relativos, como Papell e Prodan (2006), Basher e Carrion i Silvestre (2011), Hedwood e Nath (2013), entre outros. Segundo o fato de não haver homogeneidade na melhoria da meia-vida antes ou após a quebra estrutural pode ser causada por algumas limitações metodológicas, como: a redução dos graus de liberdade em subamostras, a presença de múltiplas quebras estruturais e a natureza dos próprios bens. Em relação à natureza do bem considerado, observa-se bens como a farinha que evidenciou quantidade similar de melhoras da meia-vida antes e depois da quebra. Por outro lado, em bens como arroz a maior frequência de reduções da velocidade de convergência foi após a quebra. Já o açúcar e a carne mostraram-se melhores após a quebra.

5 Considerações finais

Este trabalho buscou investigar se as presenças de quebras estruturais interferiam na persistência dos desvios dos preços relativos para as cidades brasileiras. Seis bens da cesta básica foram escolhidos: açúcar, arroz, carne, café, farinha e feijão.

A escolha por analisar intranacionalmente tais bens deve-se à possibilidade de se controlar alguns dos problemas normalmente atribuídos a falhas na persistência dos desvios de preços como: a heterogeneidade das cestas de consumo, a volatilidade da taxa de câmbio, a presença de barreiras comerciais tarifárias ou não. Para identificar a





presença de quebra estrutural, foi utilizado o teste endógeno desenvolvido por Quandt (1958) e estendido por Andrews (1993). Tal teste permite a identificação endógena da data da quebra, ao contrário do teste de Chow, cuja forma de identificar a data da quebra é feita exogenamente aos dados.

Após identificação da data da quebra, procede-se a um teste ADF e estima-se a velocidade de convergência entre as quebras estruturais. A hipótese básica é a de que a instabilidade nos parâmetros poderia aumentar a persistência dos preços relativos. Os resultados mostraram-se satisfatórios, com estimativas de meia-vida de até 3 anos para a maioria das cidades e dos itens aqui investigados.

Das implicações, conclui-se que a quebra estrutural é um fator relevante para a determinação da persistência dos desvios de preços para as cidades brasileiras. De fato, das 43 quebras estruturais identificadas, 37 apresentaram redução da velocidade de convergência dos preços.

Esses resultados, voltados para a economia brasileira, são condizentes com outros estudos de outras economias. Ele inova ao mostrar sua principal conclusão que é a de que quebras estruturais são fortes fatores para aumentar a persistência das séries de preços. Ou seja, quebras estruturais, quando não controladas, podem resultar em estimativas tendenciosas, fazendo com que não haja convergência e por isso invalidem a paridade do poder de compra.

Para um estudo futuro é deixado a identificação de múltiplas quebras estruturais, como o teste de Bai e Perron (1998) e suas implicações para a convergência de preços. Uma alternativa poderia ser a utilização de dados em painel como em Hedwooth e Nath (2013), Basher e Carrion i Silvestre (2011).

Referências

ALBEROLA, E; MARQUÉS, J. M. One the relevance and nature of regional inflation differentials: the case of Spain. Banco de Espana Working Paper.nº 13, **Banca d' Italia (various years) Relazione del Governatore**, Rome, mai., 1999.





ALMEIDA, D. de; JÚNIOR, L. B. de O.; VASCONCELOS, C. R. F. Evolução histórica da paridade do poder de compra como instrumento de comparação interpaíses. **Revista de História Econômica & Economia Regional Aplicada**, Juiz de Fora-MG, v.8, n. 14, p.121-139, jan-jun,2013.

ANDREWS, Donald D. K. Teste for parameter instability and structural change with unknown change point. **Econometrica**, v.61, n. 4, p.821-856 July, 1993.

BACKUS, D.; KEHOE, P.; KYDLAND, F. Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve? **American Economic Review**, v. 84, n. 1, pp. 84-103, 1994.

BALASSA, B. The purchasing parity power doctrine: A reappraisal, **Journal of Political Economy**, v. 72, p.584-596, 1964.

BARBOSA, G. S.; TABOSA, F. J. S.; ARAÚJO, J. A. Convergência de preços intrarregionais: Uma análise dos produtos hortifrutigranjeiros no Brasil. **Espacios**, v. 37, n. 28, 2016. Pág. 8.

BARBOSA, R; FERREIRA, E. A.; CASTELAR, I.; BARBOZA. D. G. Convergência de preços, velocidade de reversão e paridade do poder de compra: fatos estilizados para as cidades brasileiras. **Anais do Encontro Regional Sul de Economia (ANPEC)**, 2014.

BOURNOT, S.; KOEHLIN, F.; SCHREYER, P. 2008. Benchmark PPPs – measurement and uses. Statistics brief: Organization for economic co-operation and development. **Washington**, n 17, p.1-8, 2011.

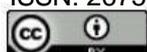
BUENO, R. L. da S. **Econometria de séries temporais**. 2ª ed. São Paulo. Cengage Learning, 2011.

CALDERÓN, C.; DUCAN, R. 2003. Purchasing Power parity In Na Emerging Market Economy: A Long-Span Study For Chile. **Estudios de Economia**, v. 30, n.1, p. 103-132, junio 2003.

CARRION-i-SILVESTRE, J. L.; BASHER, S. A. **Measuring Persistence of U.S City Prices**: New Evidence from Robust Test, Forthcoming, Empirical Economics, 2010.

CASSEL, G. Abnormal deviation in international exchanges, **Economic Journal**, v. 28, p. 413-415,1918.

CECCHETTI, S. G.; MARK, N. C.; SONORA, R. J. Price index convergence among United States cities, **International Economic Review**, v. 43, n. 4, p.1081-1099, 2002.





CHOI, C-Y.; MARK, N.; SUL, D. Unbiased estimation of the half-life to PPP convergence in panel data, **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 38, p. 921-938, 2006.

DAYANANDAN, A.; RALHAN, M. Price Index Convergence among Province and Cities across Canada: 1978-2001, **Econometrics Working Paper EWP0504, University of Victoria**, 2005.

23

DEATON, A.; HESTON, A. Understanding PPPs and PPP-based national accounts. **American economic journal: macroeconomics**, Pittsburgh, v. 2, n 4, p. 1-35, 2010.

DORNBUSCH, R. **Exchange rates and inflation**. 5. ed., Cambridge: The Mit Press, 1994.

DREGER, C.; KOSFELD, R. Do Regional Price Levels Converge: Panel Econometric Evidence Based on German Districts. **Discussion Papers of DIW Berlin 754, DIW Berlin, German Institute for Economic Research**, 2007.

DUARTE, A. R.; PEREIRA, P. L. V. Paridade de poder de compra e paridade de juros para o Brasil: Uma abordagem via cointegração multivariada, in: **13º Encontro Brasileiro de econometria**, 1991.

ENGEL, C.; ROGERS, J. H. Violating the Law of One Price: Should We Make a Federal Case Out of It? **Journal of Money, Credit and Banking**, Blackwell Publishing, v. 33, n.1, p. 1-15, Fevereiro. 2001.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction representation, estimation, and testing, **Econometrica**, v. 55, p. 251–276, 1987.

FAVA, V., ALVES, D. A fractional cointegration analysis of purchasing power parity for Brazil. In: **ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA**, v.18., 1996, Anais... Águas de Lindóia: SBE, p. 201-210, 1996.

FEIJÓ, F. T.; MORALES, R. R. A Validade da Paridade do Poder de Compra no Brasil Pós-Plano Real. **Sinergia**, Rio Grande do Sul. v. 12, n. 1, p. 39-49, 2008.

FROOT, K. A.; ROGOFF, K. Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. In: ROGOFF, K.; GROSSMAM, G. **Handbook of International Economics**. p.1647-1687, 1995.

GADEA, M. D.; MONTAÑÉS, A.; REYES, M. The European Union currencies and the US dollar: From post-Bretton-Woods to the euro, **Journal of International Money and Finance**, v. 23, p. 1109-1136, 2004.





GUTIERREZ, L. Price Index Convergence Among United States Cities: New Results. **Department of Agricultural Economics, Via E. De Nicola 1, 07100 Sassari (Italy)**, Jun., 2006.

HEGWOOD, N.; NATH, S. Structural Breaks and Relative Price Convergence among U.S. Cities, **Journal of Macroeconomics**, v. 36, n. 1, p. 150-160, 2013.

HOLLAND, M.; VALLS, P. P. L. Taxa de Câmbio Real e Paridade de Poder de Compra no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 53, n. 3, jul., p. 259-285, 1999.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors, **Journal of Economical Dynamics and Control**, v. 12, p. 231–254, 1988.

KANNEBLEY, S. Paridade do poder de compra no brasil – 1968 a 1994, **Estudos Economicos de São Paulo**, v. 33, p. 735–769, 2003.

KILSZTAJN, S. Paridade do poder de compra, renda per capita e outros indicadores econômicos. **PESQUISA & DEBATE**, SP, v. 11, n.2, p. 93-106, 2000.

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional**. 8ª ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2010.

LEE, J.; STRAZICICH, M. Minimum Im unit root test. faculty research paper 9932, **department of economics, Technical report, University of Central Florida**, 1999.

MARÇAL, F. E.; PEREIRA, V. L. P.; CANUTO, O. Paridade de poder de compra: Testando dados brasileiros, **Revista Brasileira de Economia**. v. 57, p. 159-190, 2000.

MARGARIDO M. A.; BARROS, G. S. C. Transmissão De Preços Agrícolas Internacionais Para Preços Agrícolas Domésticos No Brasil. **Agrícola**, São Paulo, SP, v. 47, n. 2, p. 53-81, 2000.

MATAVELE, P. F. **Paridade do Poder de Compra entre Moçambique e África do Sul: Evidência empírica (1998 - 2006)**. Monografia. Faculdade de Economia – Universidade Eduardo Mondlane, 2007.

MENDOZA, E.; YUE, V. A general equilibrium of sovereign default and business cycle. **Quartely Journal of Economics**, v. 127, p. 889-946, 2012.

MENEZES, F. M.; RESENDE, M. Teste de cointegração da paridade do poder de compra para a economia brasileira: 1870-1906. **Estudos Econômicos**, v. 26, n. 1, p. 51-62, 1996.





NATH, H. K.; SARKAR, J. City Relative Price Dynamics in Australia: Are Structural Breaks Important? **Economic Record**, v. 90, n. 288, mar., p. 33–48, 2014.

PALAIÁ, D.; HOLLAND, M. Taxa de câmbio e paridade de poder de compra no Brasil: análise econométrica com quebra estrutural. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 1, pp. 5-24, 2010.

25

PAPELL, D. H.; PRODAN, R. Additional evidence of long-run purchasing power parity with restricted structural change, **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 38, p. 1329-1349, 2006.

PARSLEY, D.; SHANG-JIN, W. Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations. **Quarterly Journal of Economics**, v. 111, n.4, p.1211-1236, 1996.

PASTORE, A. C.; BLUM, B. S.; PINNOTTI, M. C. Paridade do poder de compra, câmbio real e saldos comerciais, **Revista Brasileira de Economia**, v. 52, p. 427-467, 1998.

PERRON, P.; VOGELSANG, T. J. Nonstationary and level shifts with an application to purchasing power parity, **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, p. 301-320, 1992.

PERRON, P.; VOGELSANG, T. J. Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time, **International Economic Review**, v.39, p.1073–1100, 1998.

PESARAN, M. H.; SMITH, R. P.; YAMAGATA, T.; HVOZDYK I. Pairwise Tests Of Purchasing Power Parity, **Econometric Reviews**, Mar. 2007.

QUANDT, R. E. The Estimation of the parameter of a Linear Regression System Obeying Two Separate Regimes, **Journal of the American Statistical Association**, v. 53, p. 873-880, 1958.

ROGOFF, K. The purchasing power parity puzzle, **Journal of Economic Literature**, v. 34, p. 647–668, 1996.

ROSE, A. K. A panel project on purchasing power parity: Mean resersion within and between countries. **Journal of International Economics**, v. 40, p. 209-224, 1996.

ROSSI, J. W. O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o brasil, **Technical report, IPEA**, 1996.





SAMUELSON, P. A. Theoretical notes on trade problems, **Review of Economics and Statistics**, v. 46, p. 145-154, 1964.

SARAIVA, T. A. **Efeitos da estabilização dos preços nos índices regionais do Brasil: uma análise através da paridade do poder de compra**. Dissertação (Mestrado em Economia). – Curso de pós-graduação em economia – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2012.

26

SILVA, C. R. L. da. Comparações internacionais e a paridade de poder de compra da moeda. **Informações econômicas**, São Paulo, v. 33, n.1, p. 35-37, 2003.

SILVA, O. M. da; ALMEIDA, F. M. de; OLIVEIRA, B. M. de; Comércio Internacional x intranacional do Brasil: medindo o efeito-fronteira, **Nova economia**, Belo Horizonte, v. 17 n. 3, p. 427-439, set.-dez., 2007.

SILVER, M. IMF Applications of purchasing power parity estimates. **IMF working papers**, Washington, v. 10, n. 253, p. 1-19, 2010.

VAONA, A. Merging the Purchasing Power Parity and the Phillips Curve Literatures: Regional Evidence from Italy. **Working Papers**, n. 33, **Università di Verona**, Dipartimento di Scienze economiche. 2006.

VASCONCELOS, C. R. F.; VASCONCELOS, S. P.; LIMA, R. C. Paridade de Poder de Compra: Um Teste de Co-integração para o Caso Brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.30, n. Especial, p. 926-936, dez., 1999.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 4ª Ed. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

URIBE. M.; SCHMITT-GROE, S. Downward Nominal Wage Rigidity, Currency Pegs, and Involuntary Unemployment, **Journal of Political Economy**, vl.124, p.1466-1514, 2016.

ZINI, A.; CATI, R. C. Cointegração e taxa de câmbio: Testes sobre a ppp e os termos de troca do brasil de 1855 a 1990, **Technical report, IPEA**, 1993.

ZHOU, S. Purchasing power parity in highinflation conuntries: a cointegration Analysis of integrated variables with trend breaks. **Southern Economic Journal**, v. 64, n. 2, p.450-467, 1997.

ⁱ **Hercilane Gomes Martins**, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0285-1189>

Curso de Economia, Departamento de Economia Aplicada- FEAACS – UFC, Universidade Federal do Ceará





Formada em Economia pela Universidade Federal do Ceará Campus Sobral; Doutoranda em Economia CAEN- Universidade Federal do Ceará.

Contribuição de autoria: Escrita e recolhimento de dados.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/0741317844497713>.

E-mail: hecirlane@hotmail.com

ⁱⁱ **Rafael Barros Barbosa**, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7365-9223>

Curso de Economia, Departamento de Economia Aplicada- FEAACS – UFC, Universidade Federal do Ceará

Economista pela Universidade Federal do Ceará (2008). Doutor em economia pela Universidade Federal do Ceará (2014).

Contribuição de autoria: Metodologia, orientação e supervisão do artigo.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/5323137687754001>.

E-mail: rafael.barbosa@ufc.br

Editora responsável: Cristine Brandenburg

Especialista *ad hoc*: Marlúcia de Menezes Paiva

Como citar este artigo (ABNT):

MARTINS, Hercilane Gomes; BARBOSA, Rafael Barros. PPC Intranacional para bens agrícolas com quebras estruturais. **Rev. Pemo**, Fortaleza, v. 3, n. 3, e337170, 2021.

Disponível em: <https://doi.org/10.47149/pemo.v3i3.7170>

Recebido em 10 de julho de 2021.

Aceito em 05 de outubro de 2021.

Publicado em 09 de outubro de 2021.

