

CONVERGÊNCIA DOS PREÇOS: UMA ANÁLISE PARA AS CESTAS BÁSICAS NAS CAPITALS DO BRASIL

Price convergence: an analysis for the basic baskets in the capital of Brazil.

Elizama Cavalcante de Paiva

Economista. Discente do Mestrado de Economia Rural da Universidade Federal do Ceará - Maer/UFC. elizamapaiva@yahoo.com.br

Jair Andrade Araújo

Engenheiro de Pesca. Doutor em Economia. Prof. do Maer/UFC. Pesquisador de Produtividade do CNPq. jairandrade@ufc.br

Gerrio dos Santos Barbosa

Economista. Doutorando em Economia pela Universidade Federal da Paraíba - UFPB. gerriosantos@gmail.com

Edward Martins Costa

Economista. Doutor em Economia. Prof. do Maer/UFC. edwardcosta@ufc.br

Resumo: Este estudo verifica o cumprimento da Lei do Preço Único em 16 principais cidades e regiões do Brasil, quanto aos valores da cesta básica no período compreendido entre setembro de 2006 e setembro de 2016. O teste de raiz unitária mostrou que há um processo de estacionariedade nos painéis indicando, assim, convergência nos preços das cestas básicas. As estimativas dos modelos β -convergência absoluta revelaram que o sinal do coeficiente β se mostrou, a priori, conforme previsto na literatura. A região 01 apresentou a maior velocidade de convergência, de 7,03% ao mês e, consequentemente, o menor meia-vida¹, de 9,9 meses. A Região 2 obteve o menor β -convergência, de -5,00%. Assim, o preço converge para o equilíbrio em média mensal de 5,13%, que implica em um maior meia-vida. Quanto às dezesseis cidades pesquisadas, três apresentaram coeficientes positivos: São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, o que indica que essas cidades contribuem para o crescimento dos preços dos produtos das cestas básicas.

Palavras-chave: Cesta básica; Lei do Preço Único; β -convergência.

Abstract: This study verifies the performance of the Single Price Law in 16 major cities and regions of Brazil regarding the values of the basic basket from September 2006 to September 2016. The unit root test showed that there is a stationarity process in the panels indicating convergence in prices of basic food baskets. The estimates of the β -absolute convergence models revealed that the signal of the coefficient β showed a priori to be coherent with the expectations and as predicted in the literature. The Southeast-center-west region presented the highest convergence velocity of 7.03% per month and consequently the lowest half-life of 9.9%. The Northeast showed the lowest β -convergence of -5.00%. Thus, the price converges to the monthly average balance of 5.13%, which implies a longer half-life. As for the sixteen cities surveyed, three presented positive coefficients: São Paulo, Porto Alegre and Rio de Janeiro, indicating that these cities contribute to the growth of prices of basic basket products.

Keywords: Basic Basket; Single Price Law; β -convergence.

¹ Meia Vida – é o tempo necessário para que se diminua a metade a distância que diverge os preços das cestas básicas das cidades e regiões pesquisadas.

1 INTRODUÇÃO

O alimento é necessidade vital para os seres vivos. São formados por algumas substâncias como água, sais minerais, proteínas, carboidratos, lipídios e vitaminas, todas essenciais à manutenção da vida. Entretanto, os alimentos comprometem grande parcela da renda mensal dos indivíduos, com destaque para os que têm seus vencimentos referenciados pelo salário mínimo.

De acordo com Barbosa et al. (2016), os mercados de alimentos se destacam no contexto socioeconômico mundial devido à sua oferta. Com o significativo aumento da população do planeta, evidenciou-se a necessidade de expansão da produção de bens alimentares e melhoramento logístico de sua distribuição. Ademais, a aquisição de bens alimentícios requer uma logística de distribuição adequada para que os alimentos cheguem com qualidade à mesa do consumidor.

A disponibilidade de renda é fator importante para a aquisição da cesta básica de produtos alimentícios. De acordo com o Departamento Inter-sindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE, 2016), dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2016) para o ano de 2015 indicaram que 47,9 milhões de pessoas têm rendimentos com referência no salário mínimo, sendo que 28,3% dos trabalhadores ocupados recebem até um salário mínimo e 40,3% entre um e dois salários mínimos. Na região Nordeste esses percentuais atingem 54% e 30%, ou seja, 84% dos ocupados ganham até dois salários mínimos. Os custos da cesta básica influenciam diretamente o gerenciamento do salário mínimo. Dessa forma, as pesquisas que tratam do tema evidenciam não somente o comportamento dos preços básicos de mercado, mas também o comportamento do salário mínimo, além das relações causais e de influências que determinadas cidades detêm sobre outras.

De acordo com dados da PNAD (2015), as políticas públicas adotadas pelo governo nos últimos anos, como o Programa Bolsa Família (PBF) e o aumento real do salário mínimo, através da Política de Valorização do Salário Mínimo, afetaram a renda das famílias mais pobres, principalmente no Nordeste.

De acordo com Araújo (2014), com a expansão da renda, o consumo se dinamizou e a região Nordeste passou a ser um atraente mercado consumidor, levando a investimentos nas indústrias de alimentos e bebidas, de bens duráveis, por exemplo, que buscaram se instalar ou ampliar suas instalações para produzir na região. As grandes redes de supermercados e os shoppings centers também se multiplicaram nesses locais, a fim de disputar os novos consumidores.

Silva et al. (2015) verificou o cumprimento da Lei do Preço Único (LPU) em quatro capitais da região Sudeste, onde foi comprovado que elas eram cointegradas e que existia uma relação de equilíbrio de longo prazo. A cidade de São Paulo interferia nos preços das demais cidades. Carvalho et al. (2009) analisou a relação de causalidade entre os preços praticados nas capitais do Nordeste e constatou relação causal de preços entre todas as cidades analisadas e que a dependência ocorria de forma bidirecional, onde as cidades de Natal e Recife, dado o período analisado, exerciam forte influência nas outras capitais.

Nesse contexto, é suscitado o seguinte questionamento: as cestas básicas nas principais capitais do Brasil convergem para um preço médio único, que valida a Lei do Preço Único (LPU)? Diante desta indagação, o objetivo do presente estudo é analisar 16 capitais brasileiras e também por regiões, perfazendo o período de setembro de 2006 a setembro de 2016. De forma específica, será realizado um modelo linear, que trará uma abordagem tradicional de β -convergência com destaque à velocidade de convergência e para o cálculo do tempo necessário para que se diminua à metade a distância que diverge os preços das cestas básicas das cidades e regiões pesquisadas (meia-vida).

O horizonte temporal da amostra abrangerá os últimos 10 anos, período em que a Região Nordeste passou por uma das piores secas já registradas, iniciada em 2011. Nessa perspectiva, Silva et al. (2015) explicou que são inúmeros os fatores que implicam nas oscilações de preços dos produtos nos mercados internos e externos, como, por exemplo: clima, cotações das *commodities*, sazonalidade de produtos, crises econômicas, dentre outros. Entretanto, vale ressaltar que a estrutura de comercialização e/ou interdependência e o grau do fluxo de informações são citados como fatores pre-

ponderantes para explicar as diferenças de preços entre as localidades ou regiões.

Existem estudos empíricos que mostram a convergência dos preços entre mercados e suas relações com o crescimento em longos períodos. Pode-se citar, como exemplo, os trabalhos realizados por Carvalho et al. (2009), Figueiredo et al. (2013), Tabosa et al. (2014); Silva et al. (2015) e Barbosa et al. (2016). Este se diferencia por buscar analisar um conjunto de produtos, chamado cesta básica, no âmbito nacional.

Esta pesquisa contribui com importantes informações para os diversos setores da economia, mercados e governo. Ademais, poderá auxiliar no direcionamento de políticas públicas e/ou administrativas que orientem o escoamento dos produtos que compõem a cesta básica.

Assim, o estudo foi dividido em introdução e mais quatro seções. A segunda mostra uma breve revisão da literatura sobre o surgimento da definição de cesta básica, como também traz considerações acerca da Lei do Preço Único e a convergência de preços nos mercados. A terceira seção discorre sobre a fonte dos dados e os métodos econométricos aplicados. Na quarta seção foram apresentadas a estatística descritiva e as discussões dos resultados estimados. Por fim, a quinta seção foi dedicada às considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Cesta básica: background

No final do século XIX, as lutas sindicais dos trabalhadores no Brasil começaram a ocorrer de forma mais intensa e organizada. Os trabalhadores lutavam pelo reconhecimento do valor do ato de trabalhar, sua dignidade e construção de sua identidade social. Com isso, surgiram pressões internas e externas, especialmente por parte da Organização Internacional do Trabalho, criada em 1919, no âmbito do Tratado de Versalhes e cujo maior propósito era “trabalhar pela promoção da justiça social e melhores condições de vida e de trabalho em todo o mundo”. Durante o governo de Getúlio Vargas, em 30 de abril de 1938, o Decreto-Lei nº 399 regulamentou a Lei nº 185 de 14 de Janeiro de 1936 e estabeleceu que o salário mínimo era a remuneração mínima devida ao trabalhador. Sua finalidade era satisfazer as necessidades básicas da

população com alimentação, habitação, vestuário, higiene e transporte.

Contudo, a comissão instituída pela Lei nº 185 havia feito estudos censitários e estabeleceu valores mínimos regionais a serem pagos aos trabalhadores, como também uma lista de alimentos, com suas respectivas quantidades. O país foi dividido em regiões da seguinte forma: região 1 - Estados de São Paulo, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, Goiás e Distrito Federal; região 2 - Estados de Pernambuco, Bahia, Ceará, Rio Grande do Norte, Alagoas, Sergipe, Amazonas, Pará, Piauí, Tocantins, Acre, Paraíba, Rondônia, Amapá, Roraima e Maranhão; região 3 - Estados do Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul.

Este conjunto de alimentos ficou conhecido como cesta básica de alimentos e para seu cálculo foram utilizadas as quantidades balanceadas de proteínas, calorias, ferro, cálcio e fósforo necessárias à reposição da força de trabalho de um trabalhador que receba um salário mínimo (BRASIL, 1938). A referida norma estabeleceu ainda que os gastos com alimentação de um trabalhador não poderiam ter valor inferior ao custo da cesta básica nacional (art.6º §1º).

Com a promulgação da Constituição Cidadã de 1988, houve alteração substancial na cobertura do salário mínimo. O texto constitucional atual expandiu os benefícios a serem cobertos pelo salário mínimo, incluindo “educação, saúde, lazer e previdência social”, prevendo ainda “reajustes periódicos que lhe preservem o poder aquisitivo”, e estendendo à família, quando diz “capaz de atender às suas necessidades vitais básicas e às de sua família”.

Em face do Decreto nº 399, o Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (Dieese), passou a calcular e divulgar mensalmente, a partir de 1959, a Pesquisa da Cesta Básica ou Ração Essencial Mínima - REM. Em 1988, após a implantação da Constituição Cidadã que ampliou a assistência a qual o salário mínimo deveria garantir ao trabalhador e sua família, o Dieese revisou sua metodologia de forma a respeitar a cobertura garantida no Decreto nº 399, referente ao salário mínimo que, ao invés de cinco direitos, a partir de 1988, deveria ser capaz de suprir nove direitos. Em janeiro de 2016, essa pesquisa foi ampliada para as 27 capitais do país e teve sua metodologia atualizada, quando a mudança contemplou

alguns pontos como locais de coleta, estrutura das cestas básicas por regiões, ponderação de produtos por tipo de equipamentos de comércio, dentre outros. A pesquisa permite acompanhar a variação dos preços de cada produto, o valor da cesta básica da localidade e quantas horas um indivíduo que ganha salário mínimo precisa trabalhar para poder comprá-los mensalmente.

Desde o estudo feito pela Comissão do Salário Mínimo em 1936, já se passaram vários anos. Os hábitos alimentares mudaram, assim como a economia. No Brasil existem várias propostas de composição para diferentes cestas básicas, entretanto, não há consenso sobre qual seria a que melhor representaria a preferência dos consumidores nas diferentes regiões. Dessa forma optou-se por analisar a cesta básica do Dieese, que tem uma série histórica considerável e é aceita pela sociedade como termômetro das oscilações de preços dos alimentos.

Trabalhos de Carvalho et al. (2009) e Silva et al. (2015) analisaram as integrações espaciais entre os preços da cesta básica, não obstante, se restringiram a verificar regionalmente. O primeiro, em nível de Sudeste do país, e o segundo, em nível da região Nordeste. Não diferente deste estudo, ambos verificaram o cumprimento da LPU e logo mostraram que existia uma relação de equilíbrio de longo prazo nos preços das cestas.

2.2 Lei do Preço Único

A necessidade de estudos de diferentes mercados tem sido amplamente discutida no meio acadêmico, especialmente no contexto agrícola. A principal variável analisada são os preços de produtos alimentícios, assim como seus impactos em determinadas regiões.

Esta teoria é conhecida como a “Lei do Preço Único” (no inglês, LOOP – *Law of One Price*), que advém do campo da Economia Internacional e é base do princípio da Paridade do Poder de Compra (no inglês, PPP ou *Purchasing Power Parity*). Desse modo, a validação da LPU é apontada como ponto natural de partida. Portanto, este é o mecanismo fundamental que postula a convergência e a transmissão dos preços em uma economia de concorrência de mercado perfeito. Conforme mencionado por Barrett (2001), quando ocorre comercialização e as oportunidades de arbitragem

se extinguem, os preços se igualam aos custos de comercialização.

De maneira conceitual, determina que o preço de um produto – em um mercado perfeitamente competitivo, onde inexistam barreiras comerciais e custos de transações – deve ser igual entre regiões, quando comparado na mesma moeda. Caso os preços não convergissem ao mesmo, forças contrárias de arbitragem agiriam, tornando as diferenças iguais à zero (KRUGMAN; OBSTFELD, 2003).

Nos casos em que a LPU não se concretiza, as forças de arbitragem não foram suficientes para barrar as diferenças de custos de transportes, barreiras alfandegárias, diferenças de impostos etc. Dessa forma, ocasiona preços diferenciados entre regiões espacialmente separadas (SACHS; LARRAIN, 1998).

Nesse contexto, as relações entre mercados localizados em regiões distintas podem frequentemente relacionarem-se à integração de mercados espacialmente separados. Com isso, um mercado, para ser integrado, deve abranger um conjunto de regiões dissociadas que comercializam um mesmo produto e possuem as mesmas informações de longo prazo.

Existem várias definições para o conceito de integração de mercados e de transmissão de preços na literatura. Para Meyer (2004), a integração de mercado foi vista como o grau de transmissão de preços entre mercados separados. De acordo com Carvalho et al. (2009), a integração de mercado estabelece que os preços tenham uma tendência à padronização em longos períodos de tempo, decorrente da ação de mecanismos como arbitragens ou substituições. Assim, no equilíbrio, eles aproximam-se para um preço único.

Para Fackler e Goodwin (2000), de forma estritamente econômica, a integração de mercados pode ser observada como uma medida da expectativa da taxa em que ocorre a transmissão de preços, que corrobora com a integração espacial de mercados e com o grau de choques de oferta e demanda que são transmitidos de um mercado para o outro. Ademais, os autores acrescentaram que existe uma razão de transmissão de preços R_{xy} ao supor uma adversidade, ex , que transfira o excesso de demanda para um produto na região X , mas não na região Y , associada a este choque. Assim, obtém-se:

$$R_{xy} = \frac{\left(\frac{\partial P_y}{\partial \varepsilon x}\right)}{\left(\frac{\partial P_x}{\partial \varepsilon x}\right)}$$

o numerador é a variável infinitesimal do choque econômico (excesso de demanda de um produto na região X), que provoca variação no preço do produto na região Y . O denominador é a variação infinitesimal do choque econômico (excesso de demanda de um produto na região X), que provoca variação no preço do produto na região X . Finalmente, R_{xy} é a transmissão associada ao choque hipotético.

Se o resultado for igual a 1, haverá integração perfeita. Do mesmo modo, se uma região for mais integrada que a outra, evidenciando a assimetria na razão de transmissão de preços, R_{xy} será diferente de R_{yx} , ou seja, é possível que a região X seja mais integrada com a região Y do que o inverso.

Nesse sentido, Fackler e Goodwin (2000) acrescentaram que a arbitragem espacial é a responsável por conter a diferença dos preços de bens homogêneos de quaisquer duas regiões, no máximo, pelo custo de transferência do produto da região de menor preço para a de maior preço. Em termos matemáticos, tem-se:

$$P_j - P_i \leq C_{ij}$$

Em que P_j é o preço do produto no mercado j , P_i é o preço do produto no mercado i e C_{ij} o custo do transporte do produto do local j para o i , ou seja, todos os custos de transação e negociação. Contudo, as diferenças entre os mercados refletirão nos custos de transações e negociações, logo, quanto menores os custos de transações, maiores os níveis de integração. Nessa perspectiva, se os preços divergirem, em qualquer mercado, as ações de arbitragem farão com que os preços convirjam para os preços dos custos de transação.

Não obstante, a análise de formação de preços permite analisar os diferentes mercados para o conjunto de produtos designados formadores da cesta básica nacional. Assim corroboram na perspectiva de formação e implementação de políticas públicas que propiciem maior competição entre os diferentes mercados. Vários estudiosos se debruçam em investigar a integração de mercados em diferentes regiões.

De forma semelhante, o exame de Wolszczak-Derlacz (2008) analisou os dados de preços a níveis agregados (macro) e desagregados (micro), onde a abordagem macro foi baseada em um índice comparativo do nível de preços, calculada como razão entre a PPC e a taxa de câmbio. Já a micro utilizou os preços reais de 150 produtos individuais comercializados nas 15 cidades capitais da União Europeia. Ao investigar a dispersão dos preços para o período de 1990 a 2005, por meio do sigma e beta convergência, em ambos, no conjunto de dados foi encontrada elevada dispersão de preços. Contudo, a magnitude da dispersão dos preços exibiu-se maior na análise do conjunto de dados desagregados que nos do conjunto de dados agregados.

Tabosa et al. (2014) investigou os modelos de convergência para LPU nos mercados atacadistas brasileiros de tomate e comparou os mercados sem custos de transação versus aqueles com custos de transação. Os resultados comprovaram que os custos são significantes, em razão do processo de integração entre mercados atacadistas de tomate com custos de transação.

Sporhr e Freitas (2011) testaram as hipóteses das convergências absoluta, condicional e sigma, para o Produto Interno Bruto (PIB) agropecuário *per capita* de cada Unidade Federativa e concluiu que todos convergiram para o seu próprio estado estacionário quando considerado o desempenho ativo do capital humano. Contudo, os resultados da convergência- σ não sustentaram a hipótese de convergência do PIB agropecuário brasileiro.

Os trabalhos de Carvalho et al. (2009) e Silva et al. (2015) analisaram as integrações espaciais entre os preços da cesta básica. O primeiro, em relação à região Sudeste do país, e o segundo, quanto à região Nordeste.

A primeira análise verificou o cumprimento da LPU utilizando o enfoque de cointegração. O teste da raiz unitária mostrou que existia uma relação de equilíbrio de longo prazo nos preços das cestas do Sudeste. Aplicou-se também o Teste de Causalidade de Granger, sendo que este indicou que o preço da cesta básica de São Paulo influenciava o preço das demais cidades. Já o segundo estudo comprovou que as cestas de Recife e Natal, no período analisado, influenciavam o preço das outras capitais estudadas.

Outra abordagem, que servirá de base para a realização dessa pesquisa está ancorada no trabalho de Barbosa et al. (2016), que verificou a convergência de preços no atacado em 37 produtos hortigranjeiros do país. Comprovou-se a LPU, quando se tratava de β -convergência, em todos os produtos. Entretanto, em σ -convergência ocorreu violação da LPU para 33 produtos observados.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.1 Base de dados

Os dados foram extraídos da Pesquisa Mensal da Cesta Básica realizada mensalmente pelo Dieese. Referem-se aos custos mensais das cestas básicas das capitais, conforme definido no Decreto nº 399, de 1938, definido nas seguintes regiões: região 01 – Brasília, Goiânia (GO), Belo Horizonte (MG), Rio de Janeiro (RJ), São Paulo (SP) e Vitória (ES); região 02 - Belém (PA), Aracaju (SE), Fortaleza (CE), João Pessoa (PB), Natal (RN), Recife (PE) e Salvador (BA) e; região 03 – Curitiba (PR), Florianópolis (SC) e Porto Alegre (RS).

A metodologia utilizada pelo Dieese para a Pesquisa da Cesta Básica Nacional foi estabelecida com base no Decreto-lei nº 399, que regulamenta o Salário Mínimo no Brasil.

Segundo o Dieese (2016), são calculados os preços médios dos produtos por tipo de estabelecimento¹, utilizando os seguintes procedimentos para cada produto pesquisado:

1. Calcula-se a média aritmética de todos os preços coletados, por tipo de estabelecimento;
2. Multiplica-se essa média pelo peso do local obtido em uma pesquisa de locais de compra;
3. Usa-se o mesmo procedimento para o produto comprado em outros estabelecimentos;
4. Somam-se os resultados, obtendo-se o preço médio ponderado por produto.

Assim, ao multiplicar o preço médio de cada produto e as devidas quantidades definidas no Decreto-lei nº 399, obtém-se o gasto mensal de cada

produto, cuja soma se traduz no custo mensal da cesta básica, ou Ração Essencial Mínima – REM. De acordo com o citado Decreto-lei, a REM possui de doze a treze itens a depender da região.

A partir da definição dos locais de coleta, o Departamento optou por não ponderar os locais de compra; assim, o preço médio é resultado da média das cotações em todos os locais pesquisados.

O mesmo método é realizado em todas as capitais pesquisadas e assim é possível as análises comparativas também entre regiões. A REM possui de doze a treze itens, a depender da região, partindo-se do princípio dos hábitos alimentares regionais, conforme levantamento realizado em 1938 quando se instituiu o salário mínimo.

A região 02 possui na composição de sua cesta básica um produto a menos: a batata. Portanto, tende a apresentar valores menores, quando comparado às demais regiões, todavia, não invalida a análise de convergência de preços, ou validação do preço único.

3.2 Teste da raiz unitária

Uma série é considerada estacionária quando ela se progride no tempo de forma aleatória em torno de uma média, variância e estrutura de autocorrelação não mudam no decorrer do tempo, ou seja, são constantes. No geral, a maioria das séries apresenta algum tipo de distúrbio, tendência.

O teste da raiz unitária tornou-se popular e difundido nos últimos anos como forma de detectar estacionaridade na série. O ponto de partida para análise é o processo de raiz unitária (estocástico):

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$$

Onde Y_t é a série temporal analisada, e Y_{t-1} é o valor defasado em um período, e, u_t o termo de erro. Sabendo que ρ varia de -1 a 1. Quando $\rho = 1$ significa dizer que há processo estocástico não estacionário. Ao subtrair de ambos os lados, obtém-se o seguinte:

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \\ Y_t - Y_{t-1} &= (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \\ \Delta Y_{it} &= \rho Y_{it-1} + z'_{it} Y + u_{it} \end{aligned} \quad (01)$$

1 Supermercado: supermercado, hipermercado, mercearia, armazém, empório e outros. Feira: feira-livre, mercado municipal, hortifrúti, sacolão, quitanda, frutaria, fruteiro, verdureiro, feira de frutas e outros. Açougue: açougue e casa de carne. Padaria: padaria, confeitaria, casa de pães, casa de doce, panificadora, posto de pão, depósito de pão e outros.

Onde, Δy_{it} é a primeira diferença dos preços; é o preço defasado, quando $i = 1, 2, \dots, N$ para cada indivíduo e $t = 1, 2, \dots, T$ períodos, Z'_{it} é o componente determinístico, que poderia ser zero, um, o efeito fixo u_i , ou o efeito fixo de tendência no tempo (t). Nos modelos simples de séries, testa-se $H_0: \rho_i = 0$ vs. $H_1: \rho_i < 0$. No entanto, os testes de raízes unitárias com painel diferem em suas hipóteses, conforme a seguir:

$$\begin{aligned} H_0: \rho_i &= 0 \text{ vs.} \\ H_1: \rho_i &< 0, \text{ para todo } i = 1, 2, \dots, N. \end{aligned} \quad (02)$$

Serão aplicados vários testes cuja finalidade será mostrar a determinação da ordem de integração das séries. Caso a série integrada seja de ordem zero, não será necessária nenhuma modificação para aplicar a regressão. Entretanto, se a hipótese nula for rejeitada, haverá de se fazer a diferenciação, para que seja obtido o processo de estacionariedade, dado o critério e o número de defasagens (ENDERS, 2009).

3.3 Testes de raiz unitária para dados em painel

Um modelo em painel caracteriza-se pela junção de dados em série temporal. O painel utilizado nesse artigo segue o desenvolvido por Newey e West (1987). No presente artigo, os dados advêm dos valores das cestas básicas de 16 cidades do país em uma série temporal de 10 anos.

Os testes de raiz unitária buscam verificar se há estacionariedade, ou seja, quando sua média, variância e autocovariâncias são bem definidas independentes do tempo. Neste estudo optou-se por testes de Fisher-Type, Levin-Lin-Chu (LLC) e Im-Pesaram-Shin (IPS).

3.3.1 Fisher-Type

Esse teste requer que algumas premissas sejam verificadas: No grupo de dados pode haver números finitos ou infinitos de dados. Cada grupo pode ter diferentes grupos de componentes estocásticos e não estocásticos. O alcance das séries de tempo para os grupos e visto como sendo todos diferentes. É possível haver alguns grupos que tenham raiz unitária e outros não.

Maddala e Wu (1999) propuseram o teste desenvolvido por Fisher Type (1932), onde o mesmo é baseado na combinação de p -valores do teste Dickey Fuller Aumentado (ADF) e PP para cada grupo de dados em painel. No geral, o teste identifica a existência de raiz unitária em determinada série de tempo.

Portanto, a realização do teste de Fisher consiste em ter N testes de raiz unitária para cada corte transversal do painel, obtendo o respectivo p -valor de cada seção transversal. Assim, o teste é dado por:

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln(\pi_i) \quad (03)$$

Onde, p tem distribuição quiquadrado com $2N$ graus de liberdade e π_i é o valor p do teste estatístico da unidade i .

3.3.2 Levin-Lin-Chu

O Teste de LLC conjectura um agrupamento de dados de séries temporais e corte transversal para testar a hipótese de raiz unitária. Determina que o processo estocástico $\{y_{it}\}$ seja integrado para cada indivíduo no painel. A regressão individual pode incluir um intercepto e uma tendência de tempo. Ademais, assume-se que todos os indivíduos do painel apresentam autocorrelação parcial de primeira ordem idêntica e independência *cross section*. O teste aplicado no presente estudo segue o modelo desenvolvido por Levin, Lin e Chu (2002), conhecido como LLC:

$$\Delta y_{it} = \alpha_{mi} d_{mt} + \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{P_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + \zeta_{it} \quad (04)$$

onde, d_{mt} equivale aos vetores de variáveis determinísticas e α_{mi} indica o correspondente vetor de coeficientes para um modelo particular $m = 1, 2, 3$. Na equação $n = 1, 2, \dots, N$ representam as unidades econômicas (corte transversal), $t = 1, 2, \dots, T$ os períodos de tempo e P_i o número de defasagens suficientes para que os resíduos não sejam correlacionados.

O procedimento de painel realiza o teste da hipótese nula, $H_0: \delta = 0$ e α_{mi} , para todo i , contra a hipótese alternativa $H_0: \delta < 0$ e $\alpha_{mi} \in \mathbb{R}$. A hipótese nula assume que não existe raiz unitária, enquanto a hipótese alternativa indica uma possível estacionariedade dos dados. Por conseguinte, esse teste considera a existência de um processo de raiz unitária comum entre os cortes transversais de forma que os parâmetros autoregressivos do teste sejam iguais.

3.3.3 Im-Pesaram-Shin

O modelo Im-Pesaram-Shin (IM; PESARAM; SHIN, 2003) é uma extensão do teste LLC. Contudo, o teste permite a variação nos parâmetros, ou seja, permite a heterogeneidade nos valores de μ_i sob a hipótese alternativa. Baseia-se nos modelos Dickey-Fuller (DF) e Dickey Fuller Aumentado (ADF), modificados para representar o painel:

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (05)$$

onde os valores iniciais, y_{i0} , é conhecido. O interesse é testar a hipótese nula de raiz unitária para todo i . Ademais, a expressão (00) pode ser expressa como:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (06)$$

Assim, a hipótese nula do teste de raiz unitária será:

$$H_0: \beta_i = 0 \text{ para todo } i \text{ contra a alternativa } H_1: \beta_i < 0, i = 1, 2, \dots, N, \beta_i = 0, \text{ para todo } i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N.$$

O próximo passo é calcular a equação Δy_{it} para cada unidade e aferir um grupo médio da estatística t , segundo a fórmula abaixo:

$$\bar{t}_{NT} = N^{-1} (\sum_{i=1}^N t_{iT}) \quad (07)$$

Onde \bar{t}_{NT} é o t estatístico da hipótese nula $\beta_i = 0$ e a esperança de t é igual à média e variância de t é igual a sigma.

3.4 β -convergência

Análise *cross section*, que é uma fotografia que se mede, que se observa, não revela tendências no tempo, mas apenas o estado atual do que se é estudado. Têm como base a hipótese da beta-convergência, ao passo que as análises de tempo equivalem a análises de sigma-convergência.

O assunto no meio acadêmico é novo, e crescente o número de autores a explorá-lo de maneira a buscar compreender se os níveis de preços nos diferentes mercados convergem para um preço

médio único. De acordo com Barbosa et al. (2016), o conceito de β -convergência refere-se ao retorno à média, postulando em sua forma absoluta, que regiões pobres (com baixa renda ou baixa produtividade) experimentarão um crescimento de renda ou produtividade mais rápida. Por outro lado, a forma condicional (fraca), afirma que economias parecem convergir para seu próprio estado estacionário, entretanto, o ponto de igualdade não é atingido.

Os conceitos de sigma e beta convergência foram formalmente definidos no trabalho de Barro e Sala-I-Martin (1991): quando a dispersão da renda real *per capita* entre um grupo de economias diminui ao longo do tempo, ou seja em séries temporais, diz-se que ocorre a σ -convergência. De outra forma, quando a correlação parcial entre a taxa de crescimento da renda real *per capita* e o nível de renda real inicial é negativo, diz-se que há β -convergência. (PENNA; LINHARES, 2013).

Não obstante haja relação entre os conceitos de β -convergência e convergência- σ , eles têm papéis diferenciados, à medida que β -convergência exibe a países ou setores de uma economia, que estão aquém de seu estado estacionário, estão crescendo mais rápido em relação aos que estão próximos ao estado estacionário. A σ -convergência verifica a dispersão da variável através do tempo, ou seja, verifica dispersão.

Todavia, o modelo que será examinado na estimação de convergência para os preços das cestas básicas das cidades do país exibe uma combinação de corte transversal e séries de tempo. Apesar de poderem ser aplicados os dois conceitos supramencionados, optou-se por verificar o β -convergência para, assim, verificar a Lei do Preço único.

Logo, o β -convergência absoluto será trabalhado sobre uma relação negativa entre o nível de preço inicial e o aumento do preço subsequente. O nível de preço inicial será usado para explicar mudanças subsequentes nas medidas dos preços, utilizando uma estimação em primeira diferença, com o preço em logaritmo natural. Nesse contexto, o modelo é estimado similarmente a Barbosa et al (2016), Sporhr e Freitas (2011) e Wolszczak-Derlacz (2008):

$$\Delta \ln C_{i,t}^k = \alpha_i - \beta \ln C_{i,t-j}^k + \varepsilon_{i,t} \quad (08)$$

onde, i é o índice para cada mercado, t o período e k é cada cesta observada. A expressão $\Delta \ln C_{i,t}^k = \ln(C_{i,t}^k - C_{i,t-1}^k)$ representa a diferença de preços das cestas básicas em logaritmo natural do mercado i no tempo t , α_i é o efeito fixo de cada mercado observado por grupo de produtos, β é o parâmetro a ser analisado, $\ln C_{i,t-j}^k$ é o logaritmo natural do preço das cestas básicas do mercado i no período defasado, $t - j$. Finalmente, $\varepsilon_{i,t}$ indica o termo de erro aleatório de cada indivíduo i no período t .

O período de defasagem $j = 1$ é empregado. Assim, será construída a equação:

$$\ln C_{i,t}^k = \alpha_i + (1 - \beta) \ln C_{i,t-1}^k + \varepsilon_{i,t} \quad (09)$$

A partir da expressão acima se retira duas importantes informações, a velocidade de convergência e o meia-vida, respectivamente:

$$\lambda = -\ln(1 - \beta) \quad (10)$$

$$\tau = -\ln 0.5 / \lambda \quad (11)$$

onde λ é o tempo que o mercado levará para se aproximar do seu estado estacionário e o meia-vida, τ e mede em indicadores mensais quão longos levarão para choques unitários diminuir a distância que separa um mercado com menores preços em relação aos mercados que possuem preços mais elevados.

Quanto maior a velocidade de convergência (λ), mais rápido a cidade irá se aproximar do estado estacionário, informando que o processo de convergência ocorrerá mais rapidamente. De modo abrangente o τ representa o conceito de meia-vida, que representa o tempo necessário para que se diminua à metade a distância que diverge os preços das cestas básicas das cidades e regiões pesquisadas.

De acordo com a estrutura da regressão do modelo, é possível a presença de heterocedasticidade e autocorrelação. Dessa forma, utiliza-se o método de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), que possibilita a correção dos estimadores, de forma a encontrar os melhores estimadores lineares não viesados dos coeficientes.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção será realizada uma análise dos preços das cestas básicas em todas as cidades, como também segregado por regiões: região 1 – Brasília,

Goiânia (GO), Belo Horizonte (MG), Rio de Janeiro (RJ), São Paulo (SP) e Vitória (ES); região 2 - Belém (PA), Aracaju (SE), Fortaleza (CE), João Pessoa (PB), Natal (RN), Recife (PE) e Salvador (BA) e região 3, Curitiba (PR), Florianópolis (SC) e Porto Alegre (RS). Deve-se ressaltar que a região 02 agrega apenas 12 produtos, enquanto as demais possuem pra sua composição 13 produtos.

Os dados analisados no presente artigo compreendem o período de setembro de 2016 a setembro de 2016, perfazendo um total de 1.936 observações, ou seja, 121 observações em cada uma das 16 séries de preços. Os valores nominais foram inflacionados pelo índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) retirado na plataforma do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), utilizando-se como mês base, setembro de 2016.

A Tabela 1 faz uma exploração dos dados a partir da estatística descritiva de cada cidade, buscando relacionar as variações dos diferentes preços e suas médias absolutas. As cestas que apresentaram maiores preços médios foram as cidades das regiões 01 e 03, como já era de se esperar devido ao maior número de produtos que compõem a cesta daquelas localidades. Assim, a capital paulista apresentou a maior média de preços nesses últimos 10 anos (R\$ 400,71). A menor média de custo mensal da cesta básica foi de Aracaju, R\$ 291,34.

Tabela 1 – Estatística descritiva dos preços das cestas básicas do país. Período: setembro de 2006 a setembro de 2016

	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Brasília	121	371,14	35,93	304,96	479,66
Goiânia	121	341,44	32,50	264,46	428,85
Belo Horizonte	121	371,63	30,54	294,31	443,52
Rio de Janeiro	121	380,45	36,05	307,52	475,73
São Paulo	121	400,71	34,89	324,04	480,18
Vitória	121	378,17	37,94	282,05	465,50
Curitiba	121	365,72	30,61	298,17	432,82
Florianópolis	121	379,94	39,23	304,91	470,22
Porto Alegre	121	399,61	29,27	334,54	478,07
Belém	121	350,09	33,56	272,43	428,82
Aracaju	121	291,34	29,56	246,71	383,21
Fortaleza	121	319,33	41,50	237,14	416,27
João Pessoa	121	310,40	34,04	243,77	391,24
Natal	121	321,41	28,32	244,62	372,05
Recife	121	318,08	35,93	244,58	387,33
Salvador	121	315,79	31,11	247,39	391,82
Média Nacional	1936	350,95	47,56	237,14	480,18

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Ao analisar o desvio padrão, que é uma medida de dispersão a qual indica regularidade de um conjunto de dados em função da média aritmética, observa-se que o maior desvio padrão foi encontrado na cidade de Fortaleza, ordem de 41,50%. A variabilidade entre as cidades é considerável, devido à sensibilidade na produção de alimentos que podem ser influenciadas por diversos fatores como localização geográfica, estiagens, excesso de chuvas, preços de fretes, organização logística etc.

A cidade a apresentar a maior variação entre preço mínimo observado e preço máximo foi a capital cearense, apresentando crescimento real de 75% no valor agregado dos 12 itens pesquisados que compõem a cesta básica local, seguido de João pessoa (56%). Cabe ressaltar, ainda, que o estado enfrenta o quinto ano consecutivo de estiagem, logrando assim uma das possíveis respostas a esse exacerbado crescimento nos preços dos produtos que compõem a cesta.

Com o objetivo de fazer uma análise mais realista dos dados, optou-se por verificar a convergência da Lei do Preço Único também por regiões, seguindo o Decreto e serão analisadas as cidades que compõem a região 01 e 03, pois ambas têm 13 produtos, e a região 02 em separado por conter apenas 12 produtos.

Logo, as estatísticas descritivas não respondem ao questionamento da convergência de preços para a validação da Lei do Preço Único nas cidades e regiões em análise.

A princípio, aferiram-se os procedimentos citados na Metodologia para testar a hipótese de raiz unitária: Levin-Lin-chu, Im-Pesaram-Shin e Fisher-Type. Os três testes consideram como hipótese nula a de que a série continha uma raiz unitária e como hipótese alternativa a de que a série era estacionária.

O teste de Levin-Lin-Chu assumiu parâmetros autorregressivos comuns para todos os painéis, de modo que este teste não aceitou a possibilidade de que as cestas básicas continham raízes unitárias. A estatística ajustada por desvio de L.L.C. foi de -8,2137, que foi significativo em todos os níveis de testes. Portanto, rejeitou-se a hipótese nula concluindo que a série era estacionária (Apêndice A).

O teste Im-Pesaram-Shin apresentou resultado de -3,5889, valor inferior ao de significância de

1% (-2,580), o que possibilita também rejeição da hipótese nula. No teste de Fisher-Type (Apêndice B), os 4 testes rejeitaram a hipótese nua de que todos os painéis continham raízes unitárias.

Contudo, todos os resultados das estatísticas dos testes de raízes unitárias para dados em painel, apresentaram estacionariedade em nível dos preços para todas as cestas observadas, aos níveis estatísticos de 1%. Assim, estima-se que há o processo de convergência dos preços das cestas básicas aqui analisadas.

Com a finalidade de especular o β -convergência, verificou-se a escolha entre os modelos de efeitos fixos e pooling: a hipótese nula de Modelo Pooling e a hipótese alternativa de Modelo de Efeito Fixo. Assim, calcula-se a estatística F do Teste Chow, que é igual a $F(15, 1903) = 2,50$. Esse valor é superior ao crítico ao nível de significância de 1%. Neste caso, rejeitou-se a hipótese nula.

Testou-se a hipótese nula de efeitos aleatórios contra a alternativa de efeitos fixos, por meio do Teste de *Hausman*. Neste caso, rejeitou-se a hipótese nula de que os efeitos aleatórios são consistentes e apontou que a melhor seleção é a modelagem por efeitos fixos, ao nível de significância de 1%, onde o valor crítico foi de 37,66, superior ao valor tabelado de 5,812. É o mais apropriado em termos estatísticos, para testar a hipótese de convergências das cestas básicas do país.

Ademais, testou-se no modelo de efeitos fixos a presença de heterocedasticidade e autocorrelação através de testes com o de Breusch-Pagan, que estatisticamente foram confirmadas (4142,027). Assim, o problema foi corrigido pelo método de MQG (Mínimos Quadrados Generalizados), ao fornecer, assim, coeficientes não viesados e de variância mínima.

De acordo com a Tabela 2, observa-se que, quando agregados por regiões, as cestas exibem coeficiente angular negativo, confirmando o predito na teoria. Logo, há indícios de β -convergência e convergem para um mesmo estado estacionário, validando a Lei do Preço Único. Conclui-se que há uma relação inversa entre a variável dependente (taxa de crescimento dos preços do período em relação ao ano base) e a independente (logaritmo natural do preço no ano base,), logo, um aumento no preço do ano base reduz a diferença na taxa de crescimento dos preços.

Tabela 2 – Estimação do MQG para β -convergência, velocidade de convergência e meia-vida

	β	λ	τ
Região 01 Sudeste - Centro	-6,79%	7,03%	9,9
Região 02 Norte-Nordeste	-5,00%	5,13%	13,5
Região 03 Sul	-6,44%	6,66%	10,4
Global	-3,70%	3,77%	18,4

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

A Região 01 apresentou a maior velocidade de convergência (λ) de 7,03%, prontamente, conforme a teoria de que quanto maior a velocidade, mais rápido a região se aproximara do seu estado estacionário. Cabe salientar que essa é a região que tem a economia mais pujante do país e detém cerca de 64% do Produto Interno Bruto do país (IBGE, 2016), além de ser constituída pelos maiores estados produtores de soja, milho arroz, cana de açúcar e por abrigar o maior rebanho bovino do país, e que se destaca pela comercialização da carne e também pela produção leiteira no estado de Minas Gerais.

Segundo a Companhia Nacional de Abastecimento (Conab), a região Sudeste, juntamente com a região Centro-Oeste são os maiores produtores de grãos do país. Juntos, em 2016, produziram mais que 112,9 milhões de toneladas de grãos. Todavia, em média, a cada mês, a taxa de crescimento da região 01 converge para um dado estado estacionário em 7,03%. Substituindo a taxa de convergência (λ), a partir do coeficiente β pode-se calcular a meia-vida (τ) e chega-se a um resultado de 9,9. De acordo com a teoria isso significa que são necessários aproximadamente 10 meses, mantendo-se as condições atuais, para que se consiga diminuir em 50% as diferenças de valores das cestas básicas daquela região, em *ceteris paribus*.

Com base ainda na Tabela 2, calcula-se a taxa de convergência (λ) a partir do coeficiente β e conclui-se que a velocidade de convergência da região 03 fica em 6,66% ao mês. Logo, o meia-vida resulta em 10,4 meses para que se alcance 50% do equilíbrio praticado nos valores das cestas básicas da região. Cabe ressaltar que a região sul do país se destaca no contexto nacional como o segundo maior produtor de grãos do país, fato que pode explicar o porquê do resultado de segundo menor tempo necessário para o alcance da estacionaridade dos preços.

Por outro lado, a região 02 (Norte-Nordeste) possui a menor β -convergência de -5,00%. Assim,

o preço converge para o equilíbrio em média mensal de 5,13%, que implica em uma maior meia-vida. Mantendo-se as condições atuais, necessitam-se na média, de 13,5 meses para alcançarem 50% do equilíbrio das cestas básicas.

A Tabela 3 mostra os resultados para as dezesseis cestas básicas do país. Seguindo os mesmos procedimentos, note que o β -convergência fica menor quando analisado as regiões em separado (-3,70%), o que resulta em uma velocidade de convergência de 3,77% ao mês. Contudo, a interpretação é de que os preços das cestas básicas convergem para um equilíbrio a uma razão de meia-vida de um ano e meio. Para diminuir as diferenças das cestas básicas do país, o tempo necessário é maior que quando analisado segundo regiões. Sabe-se que os agricultores, segundo a teoria, são tomadores de preços, assim, o meia-vida de 18 meses comunga com o tempo em que os produtores se ajustam e planejam suas safras.

Para análise dos dados omite-se uma informação para analisar o comportamento das demais. No estudo em questão, foi suprimida a cidade de Vitória, assim os resultados são os que seguem abaixo:

Tabela 3 – Resultados das regressões do teste de β -convergência

β	-0,0721
R^2	0,9360
α_{AR}	-0,0191
α_{BL}	-0,0055
α_{BH}	-0,0020
α_{BR}	-0,0015
α_{CB}	-0,0030
α_{FL}	-0,0002
α_{FO}	-0,0115
α_{GO}	-0,0076
α_{JP}	-0,0143
α_{NA}	-0,0119
α_{POA}	0,0035
α_{RE}	-0,0128
α_{RJ}	0,0001
α_{SAL}	-0,0133
α_{SP}	0,0038

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Ainda de acordo com a metodologia, as diferenças entre os preços das cestas básicas podem ser capturadas em termos de intercepto. As relevâncias dos interceptos, conforme apresentados na Tabela 3 denotam a importância de cada cidade para a formação dos preços das demais. Desse modo, as cidades de São Paulo e Porto Alegre são

as que mais contribuem para os preços das cestas básicas brasileiras, haja vista que apresentam os maiores interceptos nos períodos analisados, 0,0038 e 0,0035, respectivamente. Esse resultado corrobora com o apresentado por Silva et al. (2015), quando constatou que a cidade de São Paulo tem forte influência sobre os preços praticados nas demais cidades do Sudeste.

O Brasil é um grande produtor mundial de alimentos, um líder em produção e exportação de café, açúcar, soja, suco de laranja e carnes. Os estados de São Paulo e Rio Grande do Sul representam os maiores produtores de alimentos do país.

O estado de São Paulo apresenta-se como o mais diversificado em termos de produção na região Sudeste, produzindo grande parte das culturas agrícolas cultivadas no país e com destaque satisfatório no processo de produção de carne, a qual possui maior peso dentre os itens listados na cesta básica de alimentos do Dieese, com participação média de 30%. O estado possui ainda vantagens em infraestrutura, pois a proximidade com os portos de Santos e Paranaguá, e a grande quantidade de rodovias e algumas ferrovias, possibilitam o escoamento da produção para os demais estados do Brasil, além da estrutura industrial ser a mais sofisticada do país.

Na Região Sul, sobretudo no estado do Rio Grande do Sul, representado pela sua capital na presente pesquisa, destaca-se a produção de soja, uva, maçã, carnes, leite, milho, açúcar, café, arroz. Já a cesta do Rio de Janeiro apresentou β -convergência de 0,0001, ou seja, praticamente nula.

Nesse sentido, os dados encontrados na Tabela 03 corroboram com a afirmação de que os estados, São Paulo e Porto Alegre, exercem influência sobre a formação de preços das demais cestas básicas do país.

No outro extremo, têm-se Aracaju, João Pessoa e Salvador, cujos interceptos são os menores interceptos (todos negativos), que retratam a pouca contribuição relativa dos mesmos para a formação dos preços da cesta básica. Assim, essas cidades apresentam também as maiores velocidades de convergência, Aracaju (1,93%), João Pessoa (1,44%) e Salvador (1,33%), e consequentemente, uma meia-vida menor. Esse fato decorre justamente pelo fato dessas localidades não serem formadoras de preços, logo quaisquer oscilações nos demais polos produtores impactam diretamente na formação de seus preços e, com isso, a velocidade com que seus preços variam é maior, e assim elas não apresentam restrições a convergir para um preço único (Tabela 4).

Nas cidades de Florianópolis (0,02%), Brasília (0,15%) e Belo Horizonte (0,20%), percebe-se a velocidade de convergência mais lenta, identificando que nesses mercados há uma maior resistência à convergência ao preço único.

Uma maior velocidade de convergência levará o meia-vida a um valor menor, implicando que, quanto maior a velocidade de um preço convergir, menor será o tempo necessário para reduzir à metade da distância que separam mercados com menores preços dos que possuem preços elevados.

Tabela 4 – Resultados das regressões do teste de β -convergência

	Maiores velocidades				Menores velocidades		
	β	λ	τ		β	λ	τ
Aracaju	-0,0191	1,93%	36,0	Belo Horizonte	-0,0020	0,20%	346,9
João Pessoa	-0,0143	1,44%	48,1	Brasília	-0,0015	0,15%	453,8
Salvador	-0,0133	1,33%	52,0	Florianópolis	-0,0002	0,02%	3189,5

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Na seção seguinte, são apresentadas as conclusões do estudo, assim como sugestões e orientações para os gestores públicos. Além de metodologias de análises adicionais que podem e devem ser testadas por outros pesquisadores, tendo em vista que este assunto é bem amplo e de grande relevância para a sociedade de modo geral.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo objetivou analisar se os preços médios das cestas básicas pesquisadas pelo Dieese convergiam para um preço médio único. Buscou-se ainda verificar o cumprimento da Lei do Preço Único e testar as hipóteses de convergência absoluta, segundo regiões e cidades. Para tal, fo-

ram realizados testes de raiz unitários nos dados de preços mensais de todas as 16 cidades, de setembro de 2006 a setembro de 2016. Foram regredidos 16 modelos de β -convergência absoluta e 04 modelos para quando agregados os dados por regiões.

As estimativas dos modelos β -convergência absoluta revelaram que o sinal do coeficiente β se mostrou coerente com as expectativas a priori e conforme previsto na literatura. Dessa forma, indicaram que os preços das cestas básicas das regiões, quando aglomeradas e das cidades, convergiram para um dado estado estacionário.

Por meio do β -convergência, foram mensurados a velocidade de convergência e o meia-vida dos preços das cestas básicas das regiões 1, 2 e 3. Conclui-se que a região 01 Sudeste-Centro-Oeste foi a que apresentou uma maior velocidade de convergência de 7,03% ao mês. Logo, o meia-vida ficou em 9,9, ou seja, são necessários aproximadamente 10 meses, mantendo-se as condições atuais, para que se consiga diminuir em 50% as diferenças de valores das cestas básicas daquela região, em *ceteris paribus*.

Por outro lado, a região 02 – Norte-Nordeste exibiu o menor β -convergência de -5,00%. Assim, o preço converge para o equilíbrio em média mensal de 5,13%, que implica em uma maior meia-vida. Contudo, espera-se 13,5 meses para que tal região reduza as diferenças em 50% dos valores das cestas básicas.

Ao analisar as dezesseis cidades, três apresentam coeficientes positivos, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, o que indica que tais cidades contribuem para o crescimento dos preços dos produtos das cestas básicas. As demais cidades analisadas possuem coeficientes negativos, sinalizando que no longo prazo o custo da cesta básica está reduzindo.

Assim, o presente estudo buscou apresentar uma visão ampla e segregada de como estão os preços do conjunto de produtos que compõem a cesta básica nacional na visão do Dieese. Foi possível verificar quais mercados respondem a estímulos mais rapidamente e quais são mais rígidos em relação à migração em direção a uma convergência de preços. Portanto, recomenda-se para os próximos estudos a utilização de testes de convergência condicionais e/ou testes de convergência tendo em vista que esta modelagem pode levar a múltiplos estados estacionários.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, T. B.; **Nordeste**: desenvolvimento recente e perspectivas. Um olhar territorial para o desenvolvimento: Nordeste. Rio de Janeiro: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, p.540-560, 2014.
- 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, p. 8-27, 2016.
- BARRETT, C. B.; Measuring integration and efficiency in international agricultural markets agricultural markets. **Review of Agricultural Economics**, v. 23, n. 1, p. 19-32, 2001.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 22, n. 1, p. 107-182, 1991.
- BRASIL. Decreto nº 399, de 30 de abril de 1938. Aprova o regulamento para execução da lei nº 185, de 14 de janeiro de 1936, que institui as Comissões de Salário Mínimo. **Coleção Leis do Brasil**, Brasília, v. 2, p. 76. 1938. Legislação Federal.
- _____. **Constituição da República Federativa do Brasil**: promulgada em 5 de outubro de 1988. Organização do texto: Juarez de Oliveira. 4.ed. São Paulo: Saraiva, 1990. 168 p. (Série Legislação Brasileira).
- _____. **Constituição dos Estados Unidos do Brasil** (de 10 de novembro de 1937). Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/constituicao37.htm>. Acesso em: 21 out. 2016.
- CARVALHO, H. D; SCALCO, P. R; LIMA, J. E; Integração espacial entre os preços das cestas básicas nas capitais da região sudeste do Brasil. **Revista Economia**, 2009. Disponível em: <<http://anpec.org.br/revista/aprovados/Integracao.pdf>>. Acesso em: 10 out. 2016.

DIEESE. DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. **Cesta básica nacional metodologia**, 2016. Disponível em: <<https://www.dieese.org.br/metodologia/metodologiaCestaBasica.pdf>>. Acesso em: 10 out. 2016.

_____. **Política de valorização do salário mínimo**: salário mínimo é fixado em R\$ 937,00 para 2017. São Paulo, 2016. Disponível em: <http://www.dieese.org.br/notatecnica/2017/notaTecsalariuminimo2017.pdf>>. Acesso em: 10 out. 2016.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3. Ed. New York, 2009.

FACKLER, P.; GOODWIN, B. K. **Spatial price analysis**: a methodological review. North Carolina, Department of Agricultural and Resource Economics. North Carolina State University, 2000.

FIGUEIREDO, A. M.; SOUZA-FILHO, H. M.; PAULLILO, L. F. O. Análise das margens e transmissão de preços no sistema agroindustrial do suco de laranja no Brasil. **Rev. Econ. Sociol. Rural**, v. 51, n. 2, p. 331–350, 2013.

IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Estatística**. Brasília, DF. Disponível em: <http://www.ibge.org.br/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca>. Acesso em: 15 out. 2016.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2015**. Disponível em: <<https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2015/default.shtm>>. Acesso em: 15 out. 2016.

IM, S. K.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, p. 53-74, 2003.

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. **Economia internacional**: teoria e política. 6. ed. São Paulo: Pearson Education, 2003.

LEVIN, A.; LIN, C. F.; CHU, C. S. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of Econometrics**, v. 108, n. 1, p. 1-24, 2002.

MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. Special, n. January 1997, p. 631–652, 1999.

MAPA. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. Notícias. Brasília, DF. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/noticias/centro-oeste-lidera-producao-agricola-brasileira>>. Acesso em: 14 fev. 2017._

MEYER, J. Measuring market integration in the presence of transaction costs – a threshold vector error correction approach. **Agricultural Economics**, v. 31, p. 327-334, 2004.

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. A Simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

PENNA, C.; LINHARES, F. Uma nota sobre “teste da convergência do PIB *per capita* da agropecuária no Brasil”. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, n. 1, p. 91-104, 2013.

SACHS; LARRAIN. **Macroeconomia**. Edição Revisada. São Paulo: Makron Books, 1998.

SILVA, M. D. V.; PIRES, M. M.; FERRAZ, M. I. F.; Análise da interdependência entre os preços da cesta básica das capitais do nordeste. **Reflexões Econômicas**, v.1, n. 1, p. 219-247, 2015.

SPORHR, G.; FREITAS, C. A.; Teste de convergência do PIB *per capita* da agropecuária no Brasil entre 1980 e 2004. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 2, 2011.

TABOSA, F. J. S.; TATIWA, R.; CASTELAR, L. I. Convergência de mercados intrarregionais: o caso do mercado atacadista brasileiro do tomate. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 52, n. 1, p. 61-80, 2014.

WOLSZCZAK-DERLACZ, J; **Price convergence in the EU**: an aggregate and disaggregate approach. Springer: Verlag, 2008.

ANEXO

Anexo A – Provisões mínimas estipuladas pelo decreto-lei nº 399

Alimentos	Região 1	Região 2	Região 3
Carne (kg)	6,0	4,5	6,6
Leite (litros)	7,5	6	7,5
Feijão (kg)	4,5	4,5	4,5
Arroz (kg)	3,0	3,6	3,0
Farinha (kg)	1,5	3,0	1,5
Legumes - Tomate (kg)	9,0	12	9,0
Pão (kg)	6,0	6,0	6,0
Cafê (g)	600	300	600
Frutas - Banana (unidade)	90	90	90
Açúcar (kg)	3,0	3,0	3,0
Óleo (ml)	750	750	900
Manteiga (g)	750	750	750
Batata (kg)	6,0	-	6,0

Fonte: elaborado pelos autores com base em Dieese (2016) - Metodologia da Pesquisa Nacional da Cesta Básica de Alimentos.

APÊNDICE

Apêndice A – Teste Levin-Lin-Chu

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-15.5503	0.0000
adjusted*	-8.2137	0.0000

Fonte: Dados da Pesquisa. STATA – Elaboração dos autores

Nota: H_0 : Todos os painéis têm raízes unitárias. H_A : Alguns painéis têm série estacionária.

Apêndice B – Teste Fisher-Type

	Statistic	p-value
Inverse chi-squared(32)	1.163.863	0.0000
Inverse normal Z	-74.191	0.0000
Inverse logit t(84) L*	-78.970	0.0000
Modified inv. chi-squared Pm	105.483	0.0000

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa STATA

Nota: H_0 : Todos os painéis tem raízes unitárias. H_A : Alguns painéis têm série estacionária.