

Análise da interdependência entre os preços da cesta básica das capitais do nordeste

Michele Dreger Vasconcelos Silva¹

Mônica de Moura Pires²

Marcelo Inácio Ferreira Ferraz³

Resumo: Este trabalho analisa a relação de causalidade entre os preços da cesta básica praticados nas capitais do Nordeste. Utilizaram-se os testes de Raiz Unitária para obtenção da ordem de integração e o Teste de Causalidade de Granger para apontamento da direção de influência. Os testes aplicados inferem que há integração de ordem 1, $I(1)$, e, relação causal de preços entre todas as cidades analisadas e que essa dependência ocorre, em sua maioria, de forma bidirecional. Verificou-se que as cidades de Natal e Recife, no período analisado, exercem forte influência nas outras capitais estudadas, constituindo-se em regiões centrais, dado que choques econômicos tendem a se dispersar para as demais cidades, em uma relação de causa e efeito. Baseando-se nos testes realizados, que a economia nordestina, é espacialmente eficiente, no sentido Granger.

Palavras-chave: Causalidade de Granger. Eficiência dos mercados. Cesta básica.

Classificação J.E.L.: C32; D12.

1 Mestre em Desenvolvimento Regional e Meio Ambiente (Prodema). Graduada em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Santa Cruz (Uesc). *E-mail:* <michele.dreger@hotmail.com>.

2 Professora Plena/Titular do Departamento de Ciências Econômicas. Universidade Estadual de Santa Cruz (Uesc). Doutora em Economia Rural pela Universidade Federal de Viçosa. *E-mail:* <mpires@uesc.br>.

3 Professor Titular do Departamento de Ciências Exatas. Universidade Estadual de Santa Cruz (Uesc). Doutor em Estatística e Experimentação Agropecuária pela Universidade Federal de Lavras (UFLA). *E-mail:* <mferraz@uesc.br>.

Analysis of interdependence among the prices of basic basket of brazilian northeast capitals cities

Abstract: This paper analyzes the causal relationship among the basic food basket prices in the Northeast capitals cities of Brazil. It was used the Unit Root tests to obtain the integration order and Granger Causality Test for pointing the direction of influence. The applied tests point that there is integration of order 1, $I(1)$, and causal relationship of prices among of all the considered cities and that this dependence occurs mostly in a bidirectional way. It was observed that Natal and Recife cities, in the analyzed period, present a strong influence over the other studied capitals, constituting as central regions, considering that economic shocks tend to disperse to other cities, in a relationship of cause and effect. Based on the referred tests, Brazilian Northeastern economy is spatially efficient concerning to Granger sense.

Keywords: Causality Granger. Market efficiency. Food prices.

J.E.L. Code: C32; D12.

1 Introdução

O alimento é vital a todos os seres humanos e compromete uma grande parcela da renda mensal dos indivíduos, em especial do trabalhador remunerado pelo salário mínimo. Nesse sentido, há relevância de estudos a respeito desta natureza, pois o alimento é essencial à sobrevivência do ser humano.

Na década de 1930, o governo de Getúlio Vargas em um cenário de greves, bem como de organização das classes operárias, inicia os vários debates referentes aos direitos do trabalhador. Assim, em janeiro de 1936 foi elaborada a Lei n.º 185, regulamentada em abril de 1938 pelo Decreto Lei n.º 399, no qual foram estabelecidos os alimentos e as respectivas quantidades tomadas como essenciais para o sustento de um trabalhador que recebe salário mínimo. De acordo com esse Decreto, denomina-se salário mínimo a remuneração devida a todo trabalhador adulto, sem distinção de sexo, por dia normal de serviço, capaz de satisfazer as necessidades normais de alimentação, habitação, vestuário, higiene e transporte (BRASIL, 1938).

Com a Constituição mais recente do país, a de 1988, houve uma alteração substancial no que diz respeito à abrangência do salário

mínimo, pois no capítulo II dos Direitos Sociais, artigo 7º, determina que o salário mínimo deva cobrir todas as necessidades vitais básicas não só do trabalhador (urbano e rural), como definido no decreto lei n.º 399/38, mas de sua família, como moradia, alimentação, educação, saúde, lazer, vestuário, higiene, transporte e previdência social, sendo unificado em todo o território nacional e reajustado periodicamente para garantir seu poder aquisitivo (BRASIL, 1988).

Com a criação do salário mínimo, em que se incluía no seu cálculo o custo com alimentação, em que foram definidos os itens e as quantidades balanceadas de proteínas, calorias, ferro e fósforo para o sustento mensal de um trabalhador adulto, o Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE) passou a levantar os preços e publicar o que se definiu de Ração Essencial Mínima (REM) desde janeiro de 1959.

Como se pode notar há um lapso de tempo desde a publicação da REM, pois a realidade econômica atual e os hábitos alimentares do brasileiro foram mudando ao longo desses 70 anos, muito embora se continue a levantar e publicar como cesta básica o que foi definido por Decreto em 1938. Dessa forma, para que a Carta Magna de 1988 seja efetivamente cumprida, percebe-se que o salário mínimo tem sido insuficiente para atender aos itens que compõem a REM, levando assim a perdas no poder de compra do trabalhador assalariado. Não obstante, a política atual adotada para a remuneração mínima pelo governo parece ignorar a Constituição atual. Porém, mais do que estabelecer a cada ano um novo patamar mínimo de remuneração do trabalhador assalariado, é fundamental que o governo e o Congresso Nacional definam uma política para o salário mínimo, que assegure a sua valorização e cumprimento do texto constitucional (DIEESE, 2000).

Segundo o Ministério de Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS) (2009), é direito do cidadão brasileiro o acesso regular e permanente a alimentos de qualidade e em quantidade suficiente, sem que se comprometa as outras necessidades essenciais. O Conselho Nacional de Segurança Alimentar (CONSEA, 2009) define que não só a fome e as doenças associadas à má alimentação e ao consumo de alimentos de qualidade duvidosa, mas também a observância de preços abusivos

excluem cidadãos de um direito fundamental – a alimentação – levando à insegurança alimentar e nutricional.

Segundo o DIEESE (2010), dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do IBGE para o ano de 2008 indicam que 46,1 milhões de pessoas têm rendimento com referência no salário mínimo, sendo que 32,8% dos trabalhadores ocupados ganham até um salário mínimo e 34,9% mais de um a dois salários mínimos. Na região Nordeste, esses percentuais alcançam quase 59% e 25%, respectivamente.

É importante ressaltar que na década de 1950, a economia do Nordeste era alicerçada na agricultura e, com o aumento do mercado de alimentos e dos assalariados rurais, há um crescimento da demanda por produtos de origem agrícola mesmo no meio rural (HOFFMAN, 1975). Acrescentando-se os estímulos da política de petróleo e de transportes, o comércio local se expande. Muito embora se perceba esse desenvolvimento do mercado, um marco na economia brasileira é o Plano Real, que permite a entrada na economia de uma faixa da população do país que se encontrava à margem desse processo. Isso ocorre frente a ganhos do poder de compra do salário mínimo como também a retomada do crédito e dos investimentos diretos (MELO; SOUZA, 2010).

A combinação entre o relativo crescimento econômico regional, entrada de novos consumidores no mercado, maior facilidade de acesso ao crédito e melhoria no sistema de transportes foram fatores que contribuíram para uma nova dinâmica no mercado consumidor do país. Nesse contexto, se insere a região do Nordeste que se transformou em um atraente mercado consumidor, levando a investimentos das cadeias de supermercados e dos grandes grupos produtores de alimentos; tendo um padrão de consumo centrado em itens básicos, bens não-duráveis sensíveis que estão mais sujeitos a mudanças no poder de compra decorrentes de alterações do valor do salário mínimo (CARVALHO, 2010).

Para analisar o comportamento do custo da cesta básica, o DIEESE realiza pesquisas de levantamento de preços dos itens que a compõem em 17 capitais do país. Na região Nordeste a pesquisa é feita em Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal, Recife e Salvador. O levantamento toma como referência o Decreto Lei n.º 399 e consiste em coletas diárias dos produtos nos estabelecimentos definidos, de forma a abranger o maior

número de bairros das cidades pesquisadas. A partir dessa base de dados são calculados os preços médios mensais dos produtos por estabelecimento e a soma resulta no custo total da REM.

De posse dessas informações são analisadas as oscilações de preços por item e quais os fatores mais relevantes que permitem explicar esses movimentos. Sabe-se que há inúmeros fatores como: clima, cotações dos produtos nos mercados interno e externo, variações na taxa de câmbio, sazonalidade dos produtos, crise econômica entre outros que afetam o comportamento dos preços. No entanto, vale ressaltar que, muitas vezes a estrutura de comercialização e, ou interdependência e o grau do fluxo de informação das regiões estudadas têm sido apontados como os fatores mais relevantes para explicar as diferenças de preços entre regiões. Nesse sentido, este estudo propõe analisar a relação de causalidade entre os mercados dos itens que compõem a cesta básica das capitais do Nordeste e quais são os fatores mais relevantes para explicar a influência de uma região sobre outra na definição dos preços praticados no mercado.

Para Melo e Souza (2010), a intensidade dos efeitos das mudanças nas economias estaduais deve-se a uma maior ou menor capacidade de resposta e adaptação, a qual se dá não só em função da disponibilidade de recursos, como da infraestrutura e logística de suas economias.

Dolan e Simon (1998), citados por Souza *et al.* (2006), afirmam que as principais dificuldades empresariais concernentes a adoção de uma política de preços eficiente são a interdependência entre os produtos e os mercados, o alto acesso a informações e a competição entre os mercados. Dessa forma, estratégias eficientes de mercado precisam ter como base informações precisas que evidenciem a realidade competitiva e, ou a capacidade de um mercado em determinar preços.

No entender de Clemente (1994), uma região polo pode ser pensada como a área que exerce influência em um espaço geográfico e econômico, passando a existir lugares subordinados em torno de um lugar central, sendo seu arranjo funcionalmente integrado. As implicações de bem-estar social desse centro causador, portanto, podem ser ineficientes caso não haja uma política de minimização de barreiras para distribuição de bens e serviços, e com isso uma menor volatilidade dos preços praticados.

Diante do exposto, verifica-se a importância de se acompanhar a oscilação de preços dos produtos que compõem a REM, bem como, prevê-los, e assim propiciar uma base para construção de medidas que promovam equidade, eficiência e competitividade entre esses mercados, contribuindo para alocação temporal mais eficiente não só da renda do trabalhador como dos recursos disponíveis dos ofertantes. Este estudo, portanto, revela-se de grande contribuição à sociedade, especialmente no que diz respeito às relações sociais, uma vez que torna possível identificar fatores que limitam ou restringem o desenvolvimento econômico das regiões estudadas. Tendo em vista a relação da ciência com a sociedade, a disseminação desse tipo de conhecimento proporciona maior interação e envolvimento entre a academia e comunidade e, conseqüentemente, serve de balizador no fomento de políticas direcionadas a estabilização de preços e investimentos.

Para tanto, buscou-se inovação e, ou originalidade no tema de análise, sendo o primeiro trabalho a retratar de forma empírica a complexidade da realidade do Nordeste no que concerne à relação de causal entre as capitais do Nordeste pesquisadas pelo DIEESE no que diz respeito à REM. Em séries temporais, a análise da causalidade é um instrumento de análise que permite identificar as relações entre regiões e inferir possíveis melhorias na previsão das variáveis a partir do uso, por exemplo, de defasagens de outras variáveis. Assim, utilizou-se o modelo econométrico de Causalidade de Granger, que é reconhecido como uma ferramenta relevante e “importante área para quem pretende ultrapassar a fronteira existente entre teoria e análise econômica” (HADDAD, 1989, p. 47).

Desse modo, avaliam-se as inter-relações entre os mercados das capitais do Nordeste dos itens que compõem a cesta básica (REM), e a ordem de integração das séries de preços da cesta básica.

2 Referencial teórico

Nesta seção são descritos os principais conceitos norteadores que permitem compreender a relação de interdependência proposta no método de causalidade de Granger utilizado neste estudo.

2.1 Conceitos relacionados à interdependência entre mercados

O conceito de causalidade exibe alta representatividade na economia espacial e regional devido à percepção de que regiões interligadas tendem a obter ganhos de crescimento econômico. Partindo-se desse pressuposto básico, desenvolveu-se a Teoria dos Lugares Centrais como método de análise da vertente economia regional e urbana.

Para economias interligadas, outros conceitos têm sido utilizados para descrever a relação de causa e efeito por meio do espaço, do tempo, e da forma. Os mais usados são a arbitragem espacial, Lei do Preço Único e eficiência de mercado (FACKLER; GOODWIN, 2000).

A hipótese básica da Teoria dos Lugares Centrais, inicialmente desenvolvida por Walter Christaller na década de 1930, sugere que os espaços econômicos tendem a organizar-se de acordo com o princípio da centralidade, quando ela é tida como uma tendência natural, fato este viabilizador da hierarquização de regiões econômicas de acordo com a sua localização numa rede de interdependência integrando outras localidades (PINHO *et al.*, 2003).

Em consonância com essa hipótese, Clemente (1994) salienta que os lugares centrais são conhecidos como fornecedores de bens e serviços não só em âmbito locacional, como para lugares de menor centralidade. É com base na oferta de bens e serviços que determinados lugares se tornam centrais em relação aos demais e não necessariamente pela posição geográfica. Nesse sentido, Pinho *et al.* (2003) ressaltam que a determinação da oferta de bens e serviços de fato não se dá somente em função de fatores geográficos, uma vez que a distância geográfica torna-se menos representativa que a distância econômica entre os centros. A distância econômica é entendida como os custos com frete, seguro, transporte, de transação, entre outros. Assim, Richardson (1973) reforça que a teoria do lugar central é de grande importância para o planejamento urbano e regional, uma vez que um sistema hierárquico pode proporcionar um meio eficiente de administrar e alocar recursos regionalmente, quando os lugares centrais contêm os denominados pontos-chave de crescimento em sua região, determinando a taxa de desenvolvimento da economia regional como um todo.

Contudo, cabe ressaltar que em se tratando de aglomeração das atividades produtivas, este fenômeno estrutural pode assumir papel de fator contribuinte quanto as disparidades de desenvolvimento econômico entre as regiões, cabendo às teorias recentes da economia regional balizar-se pela análise interdisciplinar (HADDAD, 1989). Portanto, a eficiência pode ser alcançada, não apenas com a concentração de oferta de bens e serviços, mas pela minimização dos custos de transação, uma vez que uma rede funcional que interliga regiões deve atender as demais localidades. No entender de Pinho *et al.* (2003), além do custo de acesso, outro fator relevante a essa estrutura central são as economias de escala, pois estas minimizariam custos em virtude do volume de produção, podendo compensar os custos associados a menor dispersão. Logo, tal fenômeno de diminuição da distância econômica proporcionaria boas condições ao processo de arbitragem e, conseqüentemente, tendência a um preço único.

Diante desse contexto, a eficiência de mercado, em particular a de mercados espacialmente separados, pode ser constituída de razões que vão além da resposta racional dos agentes aos incentivos financeiros (ROSADO, 2006). Assim, a eficiência dos espaços econômicos pode ser diagnosticada de acordo com o tamanho dos custos de transferência ou transação da ação de comercializar. Os custos de transação podem ter índices alarmantes devido a diversas razões preexistentes. Tal ocorrência pode ser comumente observada em regiões degradadas pelo subdesenvolvimento e, ou lento ritmo de crescimento econômico, onde frequentemente há contratos ineficientes, corrupção, impostos excessivamente altos, baixo nível educacional e inadequada infraestrutura de transporte e comunicação dos denominados espaços econômicos. Sendo, portanto,

[...] espaços abstratos, constituídos por conjunto de relações que se referem aos diversos fenômenos econômicos, sociais, institucionais e políticos interdependentes sem envolver, contudo, a localização em eixos cartesianos ortogonais de um ponto, de uma figura ou de um sólido qualquer, como na geometria analítica euclidiana, por meio de duas ou três coordenadas (HADDAD, 1989, p.47).

Assim, a flutuação conjunta de preços e sua interdependência é condição para eficiência, indicando que ela não depende única e exclusivamente do comércio direto na região.

Em consonância com a eficiência, a arbitragem, dada pelo sistema em que se compensa o custo de transferência, refere-se à compra de uma mercadoria por um valor baixo em um dado local e, ou de uma determinada forma e, vendida por um valor mais alto em outro local. Assim, tem-se que os preços, de um bem homogêneo, diferirão no mais alto grau, do custo de transição do bem da região de menor preço à outra região de maior preço. A condição de arbitragem espacial representa, portanto, um conceito de equilíbrio, pois os preços podem ser diferentes, mas a ação de arbitragem tende a mudá-los até que se igualem ao custo de transferência, como custos com transporte e, ou negociação.

Carvalho *et al.* (2009) sugerem que a arbitragem espacial existe quando há a possibilidade de adquirir um bem qualquer em um local mais barato e, após compensados seus custos de transferência, vendê-lo em outro lugar mais caro. Assim, os agentes que executam a arbitragem, segundo Fackler e Goodwin (2000), garantem que os preços de bens homogêneos entre duas localidades irão diferenciar-se, no máximo, pelo custo de transferência da localidade mais barata para a mais cara. Muito embora, os mercados possam encontrar-se espacialmente separados, eles poderão estar interligados, o que levaria à uniformização de preços, uma vez que o intercâmbio de mercadorias dá-se pela não observância de barreiras, tendendo a um preço único, pois se o intercâmbio de produtos ocorre sem obstáculos, os preços tenderão a convergir para um mesmo patamar.

No entender de Nogueira *et al.* (2005), a ideia de integração de mercados está vinculada à Lei do Preço Único (LPU). De acordo com a LPU, na ausência de concorrência entre mercados, sem barreiras ao comércio, custos de transportes nulos e bens homogêneos, os produtos devem ser vendidos/negociados, mesmo em lugares diferentes, ao mesmo preço, quando esse for expresso em uma mesma moeda (KRUGMAN; OBSTFELD, 2009). Nota-se, portanto, que a aplicação desses conceitos no que concerne à comercialização regional de bens ocorreria através do processo de arbitragem.

Vale lembrar, portanto, que arbitragem é um processo que se refere ao ato de comprar uma mercadoria em um local, no tempo ou na forma em que se encontra mais barata, e vender onde ela é mais cara,

após compensar os custos de transferência (ROSADO, 2006). Assim, mercados interligados por comércio e arbitragem terão um preço comum e único para determinado bem homogêneo.

Segundo Fackler e Goodwin (2000), há diferentes formas para a LPU; a primeira relacionada à LPU fraca, quando se verifica a condição de arbitragem espacial, em que a diferença de preços entre mercados for menor que o custo de transação; a segunda denominada de LPU forte, a qual se observa um comércio contínuo e uma arbitragem espacial assegurada com certa regularidade, em que a diferença entre preços for igual ao custo de transição. A terceira forma da LPU é a agregada, a qual é manifestada por índices de preço, conhecida como Paridade do Poder de Compra (PPC).

A LPU forte é a forma mais comum aplicada nos modelos econômicos, sendo um teste para a integração perfeita, que ocorre quando a transmissão de preços entre os locais for igual a 1, o que significa dizer que toda mudança de preço na localidade consegue ser transmitida integralmente às demais. Entretanto, como a LPU pressupõe que o mercado funciona em um regime de competição perfeita, bem como, arbitragem perfeita e mercados eficientes, uma vez que não se observe a presença dessa Lei, coerentemente, o estudo poderá não refletir as condições reais dos mercados, pois os produtos podem não ser homogêneos diante das diferenças de qualidade (outros fatores empregados), e, pode haver competição imperfeita – como monopólio, oligopólio, concorrência monopolística, monopsonio e oligopsonio. As imperfeições ou falhas de mercado proporcionam poder de mercado às firmas, e, portanto, sob essas condições é possível discriminar os preços. Com isso, a não observância da LPU no curto prazo denota ineficiência de mercado, com base na lentidão do processo de arbitragem.

2.2 Série temporal

Os dados de série temporal, que são aqueles ordenados no tempo, constituem-se em um dos mais importantes tipos de dados para análise empírica. Como o passado pode afetar o futuro, o tempo torna-se uma

dimensão importante nesse arranjo de dados de séries de tempo, uma vez que diferentemente do conjunto dos dados de corte transversal, a ordenação cronológica das observações em uma série de tempo fornece informações potencialmente importantes (WOOLDRIDGE, 2006). Desse modo, tem-se que uma série temporal é um arranjo de observações dos valores que uma variável assume em momentos diferentes (GUJARATI, 2006). O conjunto dessas observações sofre, portanto, ao longo do tempo variações decorrentes de fatores sazonais e tendência, como nas séries abordadas neste estudo.

Nesse sentido, dados que envolvem séries temporais econômicas freqüentemente tendem a obter movimentos ascendentes ou descendentes continuados, devido à natureza persistente de uma tendência comum. Segundo Wooldridge (2006), muito embora a análise econométrica de séries temporais utilize de algumas das ferramentas de corte transversal, ela é mais complexa por causa da existência de tendência. Ressalta ainda que muitas séries de tempo de dados econômicos têm uma tendência comum de crescimento ao longo do tempo.

Assim, anular o fato de que duas ou mais séries estejam apresentando tendência na mesma direção ou mesmo em direções opostas pode induzir erroneamente à ideia de que mudanças em uma variável são causadas por mudanças em outra variável. Por isso, é importante retirar o efeito da tendência da série estudada, como instrumento de aperfeiçoamento da análise econômica. Portanto, examinar de maneira simplista uma relação causal entre duas ou mais variáveis, sem a tendência, apenas pela observação de crescimento comum ao longo do tempo, tem-se o que se denomina de correlação espúria, aquela que é duvidosa e, ou superficial (GUJARATI, 2006).

Além da tendência, muitas séries temporais econômicas exibem um forte padrão sazonal, que é um efeito regular ao longo do tempo. Assim, uma série de tempo que se encontra em intervalos mensais ou trimestrais pode exibir sazonalidade, não só por características climáticas, como também por datas festivas, eventos regulares, entre outros fatores. Tem-se, portanto, que a sazonalidade é o resultado de forças não econômicas, exógenas ao sistema econômico – que não podem ser controladas ou modificadas pelos tomadores de decisão em um intervalo a curto prazo (ANDRADE, 2009). Para Wooldridge (2006), as séries

que exibem padrões sazonais são geralmente ajustadas sazonalmente, tendo em princípio a remoção de seus fatores sazonais. Então, tem-se sazonalidade como um efeito periodal observado de maneira regular de decréscimo ou acréscimo da série ao longo do tempo.

No entender de Gujarati (2006), o trabalho empírico baseado em séries temporais supõe que a série temporal subjacentemente estacionária implica que sua média, variância e covariância não se alteram sistematicamente com o tempo. Portanto, um processo estacionário de série temporal se dá quando as distribuições de probabilidades são estáveis no decorrer do tempo (WO-OLDRIDGE, 2006). Se a série temporal não for estacionária só é possível realizar previsão dentro do período específico, inviabilizando a generalização na determinação e, ou estimação de dados para outros períodos. A não-estacionariedade da série de tempo condiz com a existência de Raiz Unitária.

3 Metodologia

3.1 Fonte dos dados

Para o presente trabalho, é indispensável, *à priori*, a explanação da definição operacional do custo da cesta básica. Segundo o DIEESE (1993), mensalmente, após a coleta dos preços dos respectivos alimentos concernentes a cada região, são calculados os preços médios dos produtos por tipo de estabelecimento, utilizando o seguinte procedimento para cada produto pesquisado:

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

Assim, obtém-se o preço médio de cada produto que multiplicado pelas respectivas quantidades definidas no Decreto Lei n.º 399 permite identificar o custo mensal do trabalhador de cada produto, sendo sua soma o custo mensal da REM – Cesta Básica. O mesmo método é realizado em todas as capitais pesquisadas e assim é possível as análises comparativas 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. De acordo com o DIEESE, a cesta básica foi subdividida em três regiões: 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.

Os dados utilizados neste trabalho referem-se aos preços dos itens que compõem a cesta básica, bem como seu custo. A fonte desses dados, portanto, é o DIEESE, que publica mensalmente os preços dos itens e custo da cesta básica em 17 capitais do país. Neste trabalho, como o foco de análise é a região Nordeste do país, foram feitos levantamentos das séries para as seis cidades pesquisadas pelo DIEESE: Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal, Recife e Salvador. O período de análise compreende séries históricas de janeiro de 1999 a novembro de 2010, totalizando 143 observações mensais.

Apesar de o estudo compreender a economia regional, a cesta básica é composta por algumas *commodities* transacionadas internacionalmente, logo a formação, transmissão e interdependência de preços são influenciadas por forças do mercado internacional. Com isso, buscou-se delimitar o período no qual o país operou com taxas de câmbio flutuante que ocorreu a partir de janeiro de 1999.

3.2 Área de estudo

As descrições da área de estudo baseiam-se em informações do IBGE (2010). Na cidade de Aracaju, capital do estado de Sergipe, concentra-se em 2010 uma população de 570.937 mil pessoas em uma área de 182 km². O Produto Interno Bruto em 2008, a preços correntes, foi de 6.946.348 mil reais, em que cerca de 70% advém do setor de serviços.

Fortaleza, capital do estado do Ceará, conta com uma população de 2.447.409 mil pessoas em 2010 numa área de 315 km², e PIB em 2008 a preços correntes foi de 28.350.622 mil reais, desse total o setor de serviços contribui com 67%.

A cidade de João Pessoa é a capital do Estado da Paraíba, possui uma população de 723.514 mil pessoas, estimativa para 2010, distribuída em uma área de 211 km², e PIB em 2008, de 7.661.219 mil reais, entre agricultura, indústria e serviços, este último equivale aproximadamente a 65% desse total.

A cidade de Natal, capital do Rio Grande do Norte, conta com 803.811 mil habitantes em uma área de 167 km², PIB, em 2008 foi de 8.656.932 mil reais, sendo 76% decorrente do setor de serviços.

A capital de Pernambuco, Recife, tem população estimada para 2010 de 1.536.934 mil pessoas e área de 219 km², contando com um PIB em 2008 a preços correntes de 22.452.492 mil reais, sendo o setor de serviços corresponde a 67% desse total.

A cidade de Salvador é a capital do estado da Bahia; que somente na capital a população é de quase 2,7 milhões de pessoas, segundo o IBGE (2010), ocupando uma área de 693 km². O PIB da capital, em 2008, a preços correntes foi de 22.452.492 mil reais, sendo que o setor de serviços corresponde a 70% do total.

De acordo com a descrição das cidades analisadas percebe-se a relevância que o setor de serviços possui na composição do PIB que segundo Melo et al. (1998), não necessariamente está associada a avanços no desenvolvimento. É evidente, no entanto, a importância de se identificar os gargalos econômicos locais para fomentar políticas públicas direcionadas ao setor, no intuito de promover uma economia integrada, que permita expandir a produção e gerar mais emprego, renda e bem-estar social para a população.

3.3 Modelo analítico

Um modelo se constrói no processo de abstração da realidade a fim de se elaborar uma simplificação de determinada situação ou fenômeno complexo (HADDAD, 1989). O modelo ora proposto neste trabalho consiste em correlacionar preços defasados a preços correntes de locais espacialmente separados, para identificar a existência ou não de interdependência entre mercados. Nesta seção são descritos os procedimentos adotados para realizar as análises propostas e assim responder aos objetivos traçados nesta pesquisa.

As séries temporais analisadas foram submetidas, inicialmente, à retirada do fator sazonalidade pelo método X-12 ARIMA e da tendência a partir da logaritmização das séries, a fim de identificar a estacionariedade ou não das séries. Em seguida foram realizados os testes estatísticos conforme descritos a seguir.

3.3.1 Raiz unitária

Se o conjunto de variáveis aleatórias ordenadas no tempo for uma série temporal não-estacionária equivale a dizer que ela contém raiz unitária. Dada a importância da estacionariedade de uma série temporal, o conjunto de dados presente neste estudo - o custo mensal das cestas básicas das capitais do Nordeste - foi submetido a testes de raiz unitária, que são testes que envolvem a identificação de estacionariedade ou não das séries. Gujarati (2006) afirma que o ponto de partida do processo estocástico de raiz unitária é representado, *a priori*, pela equação (1):

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (1)$$

em que Y_t é a série temporal analisada, Y_{t-1} é o seu valor defasado em um período, e, u_t é um termo de erro de ruído branco. Quando $\rho = 1$ significa dizer que no contexto de raiz unitária, tem-se um modelo de passeio aleatório sem deslocamento, ou seja, um processo estocástico não-estacionário.

Ao se fazer uma regressão de Y_{t-1} em relação ao seu valor defasado Y_{t-1} , frente a verificação do ρ estimado ser estatisticamente igual a 1. A comprovação desta hipótese denota a não-estacionariedade de Y_t . Esta é a ideia geral do teste de estacionariedade de raiz unitária.

Tem-se então equação (2):

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

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

a qual ainda pode ser escrita como:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

em que $\delta = (\rho - 1)$; e Δ , o operador de diferenças.

Ao estimar e testar a hipótese nula de que $\delta = 0$ para $\rho = 1$; se ele o for, significa que tem raiz unitária, ou seja, que a série temporal investigada é não-estacionária. Portanto, aceita-se a hipótese nula e rejeita-se a hipótese alternativa. No entanto, o procedimento adequado de aplicar um teste de raiz unitária envolve várias decisões, como a inclusão de regressores determinísticos (intercepto e, ou tendência) e a observação de tamanho e, ou potência do teste.

Entende-se por tamanho do teste a probabilidade de cometer um erro tipo I, uma vez que o nível de significância indica a probabilidade de rejeitar a hipótese verdadeira; já a potência (poder) de um teste diz respeito a probabilidade de rejeitar a hipótese nula quando ela é falsa, e, seu cálculo se dá subtraindo-se 1 a esta probabilidade – denominada erro tipo II (GUJARATI, 2006).

Neste estudo foram utilizados os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Dickey-Fuller – Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS) e o Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin (KPSS). O Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), desenvolvido por Dickey e Fuller, é

o aprimoramento de Teste DF, conduzido por meio da ampliação de equações precedentes, porém ele ainda apresenta poder muito baixo; o Teste Dickey-Fuller – Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS) consiste numa modificação do ADF, e tem como método a utilização de Mínimos Quadrados; já o Teste de Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin (KPSS) foi elaborado como contraponto aos testes de raiz unitária tradicionais, sendo diferente por apresentar a hipótese nula como atribuindo estacionariedade à série, possuindo, além disso, maior tamanho e poder (BRAGA, 2008).

Esses testes, portanto, mostram a determinação da ordem de integração das séries. Se a série é integrada de ordem zero, ou seja, $I(0)$, para torná-la estacionária não é necessária nenhuma modificação para fazer a regressão. No entanto, se a série é integrada de ordem um, representada por $I(1)$, corresponde a necessidade de se fazer a diferenciação uma vez para que seja obtido o processo de estacionariedade, dado o critério e o número de defasagens (GUJARATI, 2006). Adotou-se o critério de informação de Akaike (AIC), o qual prevê dois *lags*, ou seja, duas defasagens. As implicações desses resultados dão suporte à aplicação do modelo de Causalidade de Granger.

3.3.2 Causalidade de Granger

Após o procedimento anterior testou-se a causalidade no sentido de Granger, que consiste em um teste a partir de uma regressão linear múltipla de autocorrelação desenvolvido por Granger em 1969, em que haverá relação de causalidade se variações em uma série precedem a mudanças em outra (GUJARATI, 2006). Nesse teste examinam-se as relações lineares entre as séries temporais - no curto prazo - dos mercados pré-definidos. Para Granger a determinação da ordem de integração das séries é um pré-requisito para aplicação do teste de causalidade.

De acordo com Gujarati (2006), apesar de a análise de regressão, de um modo geral, lidar com dependência de uma variável em relação a outras, tal fato não implicaria necessariamente em causalidade nem direção de influência, porém, vale ressaltar que para regressões que envolvem séries temporais,

diz-se que “o tempo não corre para trás” – pois se o fato X ocorre antes que Y, é possível que X influencie Y, mas não o contrário. Mas há estudiosos que discordam desse sentido limitado e sugerem que a causalidade pode ocorrer nas duas direções. Para explicar isso, tem-se o teste de Granger, teste que envolve a variável X e Y, sendo que ocorre da variável X para a variável Y se os valores de Y são mais bem explicados pelos valores passados de Y e de X. Entende-se com isso que a variável Y é causada por X, no sentido de Granger, se os coeficientes das variáveis defasadas de X forem diferentes de zero. Porém, não implica que Y é o efeito ou resultado de X. Tem-se então, as seguintes estimativas:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_k Y_{t-k} + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_k X_{t-k} \quad (4)$$

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_k X_{t-k} + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_k Y_{t-k} \quad (5)$$

em que Y_{t-1} são valores defasados da variável Y e X_{t-1} , da variável X. Dadas as regressões, são feitos os testes de hipótese para cada uma das equações, sendo que $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$. De acordo com a hipótese nula X não causaria Y, e na segunda Y não causaria X. Com isso, examina-se a existência da relação causal entre as cidades estudadas.

As possíveis relações do Teste de Causalidade de Granger entre duas variáveis são:

- e) Causalidade unidirecional: X causa Y ou Y causa X.
- f) Causalidade bidirecional: X e Y são mutuamente relacionados quanto à direção de causalidade, X causa Y e Y causa X.
- g) Ausência de causalidade: X não causa Y e Y não causa X.

3.4 Processamento dos dados

Os dados de preço foram submetidos, inicialmente, à dessazonalização pelo método X-12 ARIMA, utilizando-se o Software Demetra

versão 2.2. Após esse procedimento, as séries foram logaritmizadas retirando-se o fator tendência. Em seguida foram realizadas as análises econométricas de acordo com o proposto na literatura utilizando-se o *software Eviews*, versão 5.0.

4 Resultados e discussão

O conhecimento e análise a respeito do custo de um bem ou de uma cesta de bens possibilitam definir diretrizes de política e ações que propiciem maior eficácia na tomada de decisão dos agentes envolvidos, a fim de se atingir bem-estar da população e desenvolvimento regional.

Para responder ao objetivo traçado neste trabalho a respeito da causalidade de preços das cestas básicas mensais das cidades da região Nordeste do país e pesquisadas pelo DIEESE, fez-se inicialmente uma análise visual do comportamento das séries estudadas a fim de se identificar se os movimentos observados dessas séries possuíam um padrão semelhante ou distinto. Observa-se que as seis séries analisadas apresentam comportamento semelhante quanto à forma e movimento ao longo do período definido neste trabalho.

Essa semelhança no comportamento das séries de custo da cesta básica sugere certa eficiência entre mercados espacialmente separados, indicando que deve haver interdependência entre as regiões analisadas. Tal fato faz com que se houver uma quebra de safra de determinado produto em regiões produtoras, ou deficiência na logística dos produtos, haverá estímulo para que outras regiões aumentem sua produção e, ou oferta de bens, culminando em maior competição entre os mercados que refletirá diretamente nos preços das mercadorias.

Realizando a dessazonalização das séries estudadas a fim de identificar como fatores econômicos podem interferir no comportamento do custo das cestas básicas e assim ter uma melhor aproximação da realidade. Observou-se que tal procedimento não alterou o comportamento das séries analisadas.

Em muitas séries temporais de dados econômicos, além da sazonalidade, têm-se o fator tendência decorrente dos movimentos observados nas séries e que se repetem ao longo do tempo. Portanto, ignorar o fato de que as séries apresentam tendência em uma mesma direção pode sugerir de maneira errônea a interdependência, ou seja, obter uma correlação espúria. Dessa forma, a análise

visual permite inferir que as séries estudadas possuem tendência crescente e distribuições de probabilidades não estáveis no decorrer do tempo, portanto, podem ser consideradas não-estacionárias. Em seguida, retirou-se a tendência das séries a fim de se verificar estacionariedade logaritmizando-as.

Nesse sentido as análises gráficas constituem etapas imprescindíveis para se proceder a verificação da ordem de integração das séries temporais. Assim, foi adotado o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), incluindo os componentes intercepto e tendência e o critério Akaike que prevê duas defasagens (lags) e três níveis de significância, 1%, 5% e 10% (TABELA 1). A hipótese nula é de que há raízes unitárias (não-estacionariedade da série), e sua rejeição implica que a série é estacionária. A primeira etapa do Teste ADF consiste em analisar em nível a existência de raiz unitária, e em seguida realiza-se o mesmo teste para a primeira diferença, a fim de rejeitar a hipótese nula.

Conforme a TABELA 1 verifica-se que as séries mensais do custo da cesta básica das cidades de estudo são estacionárias em primeira diferença e não são estacionárias em nível. Além do Teste ADF, foram feitos mais dois testes estatísticos denominados, respectivamente, Teste Dickey-Fuller – Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS) e Teste de Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin (KPSS), que são classificados como mais atuais e de maior poder e tamanho em explicar o processo estacionário em estudos dessa natureza.

TABELA 1 – Testes ADF, DF-GLS e KPSS para as séries mensais do custo da cesta básica das cidades de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal, Recife, Salvador, janeiro de 1999 a novembro de 2010

SÉRIES	TESTE ADF		TESTE DF-GLS		TESTE KPSS	
	COMPONENTES INCLUÍDOS	ESTATÍSTICA DO TESTE	COMPONENTE INCLUÍDO	ESTATÍSTICA DO TESTE	COMPONENTE INCLUÍDO	ESTATÍSTICA DO TESTE
	EM NÍVEL					
Aracaju	intercepto e tendência.	-2,34 ^{ns}	intercepto	0,53 ^{ns}	intercepto	4,26***
Fortaleza	intercepto e tendência.	-2,88 ^{ns}	intercepto	0,89 ^{ns}	intercepto	4,37***
João Pessoa	intercepto e tendência.	-2,95 ^{ns}	intercepto	1,10 ^{ns}	intercepto	4,52***
Natal	intercepto e tendência.	-2,61 ^{ns}	intercepto	1,17 ^{ns}	intercepto	4,48***
Recife	intercepto e tendência.	-2,49**	intercepto	0,98 ^{ns}	intercepto	4,48***
Salvador	intercepto e tendência.	-2,25 ^{ns}	intercepto	1,42 ^{ns}	intercepto	4,46***

SÉRIES	TESTE ADF		TESTE DF-GLS		TESTE KPSS	
	COMPONENTES INCLUÍDOS	ESTATÍSTICA DO TESTE	COMPONENTE INCLUÍDO	ESTATÍSTICA DO TESTE	COMPONENTE INCLUÍDO	ESTATÍSTICA DO TESTE
EM NÍVEL						
Fortaleza	intercepto e tendência.	-8,69***	intercepto	-6,42***	intercepto	0,03 ^{ns}
João Pessoa	intercepto e tendência.	-9,85***	intercepto	-6,29***	intercepto	0,03 ^{ns}
Natal	intercepto e tendência.	-9,66***	intercepto	-6,27***	intercepto	0,04 ^{ns}
Recife	intercepto e tendência.	-10,87***	intercepto	-7,48***	intercepto	0,02 ^{ns}
Salvador	intercepto e tendência.	-8,68***	intercepto	-8,66***	intercepto	0,04 ^{ns}

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: ***significativo a 1%, **significativo a 5%, *significativo a 10%, ns = não significativo.

Os resultados do Teste ADF demonstram que todas as séries mensais do custo da cesta básica das cidades analisadas são estacionárias na primeira diferença e apenas a série da cidade de Recife obteve estacionariedade em nível. As demais séries são integradas de ordem 1. Para Bahia (2000), a potência dos testes ADF tem se mostrado muito pequena, pois há uma imprecisão desses testes em definir um processo que contenha raiz unitária e com baixa potência em distinguir entre um processo estacionário com tendência e outro não estacionário com intercepto. Para tanto, foram incluídos intercepto e tendência com o intuito da potência do teste não reduzir a zero a obtenção do processo estacionário. Assim, diante dessas limitações, aplicou-se o Teste DF-GLS, que apresentou o mesmo resultado do teste ADF, em que as séries são estacionárias na primeira diferença. Esse mesmo resultado pode ser comprovado pelo teste KPSS, indicando assim aparente integração entre as séries, havendo, portanto causalidade e interdependência entre elas. Para o Teste KPSS, a hipótese nula é a estacionariedade da série, mostrando-se como uma alternativa para os testes de primeira geração.

As séries temporais estacionárias, de acordo com os testes aplicados neste estudo, representam mercados espacialmente separados, sendo que o grau de causalção depende, portanto, do fluxo de informações observado, assumindo determinada direção na transmissão de preços. Para o teste de causalidade das séries, utilizou-se o método elaborado por Granger, que consiste em verificar a estatística F da hipótese nula dos coeficientes de regressão linear com defasagem, identificando se mudanças no custo da cesta básica de uma localidade provocam alterações no custo de outra localidade.

Os resultados do Teste de Causalidade de Granger, TABELA 2, mostram que com duas defasagens, rejeita-se a hipótese nula ao nível de 5% de probabilidade e, portanto esses resultados revelam que há causalidade de custo entre todas as cidades, o que demonstra que as séries de custo investigadas são importantes para analisar os movimentos de custo ao longo do tempo da cesta básica. Tal interdependência pode ser explicada pelo fluxo de bens e informações entre as localidades.

TABELA 2 - Teste de Causalidade de Granger para as séries mensais do custo da cesta básica das cidades de Aracaju, Fortaleza, João Pessoa, Natal, Recife, Salvador, janeiro de 1999 a novembro de 2010

HIPÓTESE NULA	ESTATÍSTICA F	PROBABILIDADE
FORTALEZA "Granger não causa" ARACAJU	6,10148	0,00290
ARACAJU "Granger não causa" FORTALEZA	6,00555	0,00317
JOÃO PESSOA "Granger não causa" ARACAJU	1,69528	0,18740
ARACAJU "Granger não causa" JOÃO PESSOA	3,95714	0,02136
NATAL "Granger não causa" ARACAJU	3,44925	0,03458
ARACAJU "Granger não causa" NATAL	1,52060	0,22227
RECIFE "Granger não causa" ARACAJU	6,82289	0,00150
ARACAJU "Granger não causa" RECIFE	2,8596	0,06074
SALVADOR "Granger não causa" ARACAJU	3,05828	0,05021
ARACAJU "Granger não causa" SALVADOR	6,57797	0,00188
JOÃO PESSOA "Granger não causa" FORTALEZA	3,82469	0,02421
FORTALEZA "Granger não causa" JOÃO PESSOA	7,89666	0,00057
NATAL "Granger não causa" FORTALEZA	9,07821	0,00020

HIPÓTESE NULA	ESTATÍSTICA F	PROBABILIDADE
FORTALEZA "Granger não causa" NATAL	3,04695	0,05076
RECIFE "Granger não causa" FORTALEZA	6,96572	0,00132
FORTALEZA "Granger não causa" RECIFE	5,77064	0,00393
SALVADOR "Granger não causa" FORTALEZA	7,26805	0,00100
FORTALEZA "Granger não causa" SALVADOR	7,48221	0,00083
NATAL "Granger não causa" JOÃO PESSOA	9,30825	0,00016
JOÃO PESSOA "Granger não causa" NATAL	6,54923	0,00193
RECIFE "Granger não causa" JOÃO PESSOA	8,78696	0,00026
JOÃO PESSOA "Granger não causa" RECIFE	3,16312	0,04542
SALVADOR "Granger não causa" JOÃO PESSOA	8,68136	0,00028
JOÃO PESSOA "Granger não causa" SALVADOR	9,28078	0,00017
RECIFE "Granger não causa" NATAL	11,35470	0,00003
NATAL "Granger não causa" RECIFE	7,41195	0,00088
SALVADOR "Granger não causa" NATAL	2,96940	0,05467
NATAL "Granger não causa" SALVADOR	12,52450	0,00001
SALVADOR "Granger não causa" RECIFE	9,69396	0,00012
RECIFE "Granger não causa" SALVADOR	13,06540	0,00001

Fonte: Dados da Pesquisa.

Observou-se que os movimentos no custo da cesta básica da cidade de Aracaju influenciam diretamente o custo da cesta nas cidades de João Pessoa e Salvador, que Natal influencia Aracaju e Fortaleza, e Recife afeta as cidades de Aracaju e Salvador.

As inter-relações entre essas cidades são unidirecionais. Pode-se inferir que a assimetria de informações constitui-se em um dos fatores mais relevantes para explicar esses resultados. Pois, segundo Varian (2006), a assimetria e imperfeição de informação podem levar a resultados drásticos no que concerne a natureza do equilíbrio de mercado. Dessa forma, a determinação do preço é fruto da dependência entre os mercados, e que a transmissão ocorre unidirecionalmente entre as cidades, induzindo à ineficiência de mercado e fraca arbitragem entre os mercados analisados. Diante do exposto, cabe observar que a tendência de crescimento e ou eficiência de mercado, notadamente quanto ao ritmo de crescimento

das economias estaduais, segundo Melo e Souza (2010), é resultado, na verdade, da capacidade individual de resposta de uma economia.

Observa-se a presença de dependência mútua na determinação dos preços, fato que ratifica a interdependência de mercado entre as cidades no que se refere ao comportamento do custo da cesta básica. Nesse caso, infere-se que o processo de arbitragem entre as regiões ocorre de forma rápida e eficiente no curto prazo.

Os resultados expressam, dessa maneira, a causação e transmissão de preços, sendo que as cidades de Recife e Natal podem ser consideradas as de maior poder de influência sobre os preços dos produtos da cesta nas outras cidades analisadas. Pode-se inferir que a localização espacial dessas cidades permite com que bens sejam transferidos para as outras cidades analisadas em função da influência exercida pelo que se denomina de lugar central. Sousa e Hidalgo (2009) corroboram com esse resultado quando apontam que a cidade de Recife constitui-se no principal centro distribuidor de mercadorias para os demais estados da região Nordeste do país, desempenhando um forte papel de centralizador econômico para o estado de Pernambuco e regiões circunvizinhas, denominada de áreas de influência. Esse dinamismo deve-se ao setor de comércio e serviços que tem respondido por grande parcela do Produto Interno Bruto daquela cidade, conforme dados do IBGE (2010), 70% do PIB advêm desse setor. Pode-se também acrescentar que esse dinamismo, conforme salientado por Melo e Souza (2010), é resultante da capacidade local da iniciativa privada e da ação governamental para superar as condições adversas propiciando o desenvolvimento de potencialidades dessas economias da região Nordeste, a exemplo do estado de Pernambuco.

No que diz respeito à cidade de Natal, esse desempenho deve-se à nova dinâmica do mercado, que conta atualmente com uma grande rede de supermercados e hipermercados. Para Barreto *et al.* (2010), além das grandes filiais das grandes redes de supermercados, nacionais e internacionais, instalados no Rio Grande do Norte, há um número representativo de pequenos varejistas que vêm conquistando espaço no mercado, no entanto, como grande parcela da população possui de um a dois salários mínimos, há certas limitações para uma expansão mais acelerada do mercado. Assim, pode-se inferir que a maior concorrência

nessa cidade tem forçado as redes locais a mudarem as estratégias para suprir a essa demanda, bem como, a possuírem maior rapidez de resposta aos choques de oferta e demanda. Essa estrutura do mercado de Natal tem possibilitado tornar-se uma referência no mercado nordestino.

Os resultados desse trabalho têm conformidade com o trabalho de Carvalho *et al.* (2009) de interdependência dos preços da cesta básica em mercados espacialmente separados no Sudeste, verificando também a ordem de integração 1, $I(1)$, sendo neste caso, as cidades de São Paulo e Belo Horizonte como centros distribuidores de mercadorias e influências a curto prazo, no sentido de Granger, decorrentes da rápida fluidez das informações permitida pelos mecanismos do processo de arbitragem espacial. Diante do exposto, verifica-se que trabalhos futuros podem envolver outras análises a partir da aplicação, por exemplo, do teste de cointegração e, estimação e análise do Vetor Autorregressivo (VAR) e o Vetor de Correção de Erro (VEC). Assim, poder-se-á analisar simultaneamente as relações de curto e longo prazo nos mercados. Desse modo, poderiam ser incorporados conceitos de integração espacial de mercados e validade da Lei do Preço Único que não foram objeto desta análise.

5 Conclusões

Os testes aplicados neste estudo permitem inferir que existe relação causal de preços entre todas as cidades analisadas e que essa dependência ocorre, em sua grande maioria, de forma bidirecional entre esses mercados, refletindo a interdependência de ações. Tal fato evidencia certa vulnerabilidade dos mercados quanto às flutuações de preço. No entanto as respostas dos agentes econômicos tendem a ser mais eficientes, pois têm que se adaptar mais rapidamente a mudanças que ocorrem não apenas no seu próprio mercado, mas em outras localidades que representam áreas de influência. O desempenho eficiente dos mercados estudados indica interdependência no curto prazo.

Verificou-se que as cidades de Natal e Recife, para o período analisado, exercem forte influência nas demais cidades estudadas, podendo ser consideradas regiões centrais de influência. Assim, flutuações de preços

nessas localidades tendem a se dispersar para as demais, em uma relação de causa e efeito. De maneira geral, de acordo com os testes efetuados a economia das seis capitais nordestinas é espacialmente eficiente, no sentido de Granger.

Em contrapartida, compreendendo-se a realidade analisada e baseando-se no conceito de lugares centrais, pode ocorrer, em certa medida, perda de bem-estar e, conseqüentemente, ineficiência nos mercados. Portanto, cabe identificar medidas que minimizem as barreiras existentes entre mercados, a fim de que a arbitragem possa proporcionar a menor flutuação de preços, o que torna relevante as políticas de estabilização e redução da pobreza, especialmente em uma região ainda carente de medidas que atuem nessa direção.

Referências

- ANDRADE, S. F. **Análise do comportamento da ração essencial mínima, nas cidades de Itabuna e Salvador, Bahia**. 2009. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Economia) – Universidade Estadual de Santa Cruz, Ilhéus, 2010.
- BAHIA, L. D. Texto para discussão n.º 770. **Grau de Monopólio e Testes de Grenger**: causalidade entre custos e preços na indústria brasileira, 2000. Brasília, DF, 2000. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_2000/td_770.pdf>. Acesso em: 2 dez. 2010.
- BARRETO, M. L. de J. et al. **Aspectos da comercialização do leite em supermercados, padaria e lojas de conveniência do setor varejista de Natal, RN, 2010**. [S.l., [21--]] Disponível em: <<http://www.cesumar.br/pesquisa/periodicos/index.php/rama/article/view/1280/1017>>. Acesso em: 3 jan. 2011.
- BRAGA, J. de M. **Ajustamento dos mercados de fatores, raiz unitária e histerese na economia americana**. Niterói, 2008. Disponível em: <http://www.uff.br/econ/download/tds/UFF_TD241.pdf>. Acesso em: 1º dez. 2010.
- BRASIL. **Constituição Federativa do Brasil**: promulgada em 5 de outubro de 1988. Disponível em: <<http://www.planalto.gov.br/Conseal/static/documentos/Tema/Losan/losanfinal.pdf>>. Acesso em: 11 set. 2009.
- _____. Decreto-lei n.º 399, de 30 de abril de 1938. Aprova o regulamento para execução da Lei n. 185, de 14 de janeiro de 1936, que institui as Comissões de Salário Mínimo. **Câmara do Deputados**, Legislação, Legislação Informativa, Brasília, DF, [20--?]. Disponível em: <<http://www6.senado.gov.br/legislacao/ListaPublicacoes.action?id=12746>>. Acesso em: 11 set. 2009.
- _____. Ministério de Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS). **Segurança alimentar e nutricional**. Brasília, DF, [200-]. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/programas/seguranca-alimentar-e-nutricional-san>>. Acesso em: 11 set. 2009.
- CARVALHO, C. P. de O. **Nordeste**: sinais de um novo padrão de crescimento. (2000/2008). Maceió, 2010. Disponível em: <<http://www.seer.ufal.br/index.php/repd/article/viewFile/94/81>>. Acesso em: 28 dez. 2010.
- CARVALHO, R. D.; SCALCO, P. R.; LIMA, J. E. de. **Integração espacial entre os preços das cestas básicas nas capitais da região sudeste do Brasil, 2009**. [S.l.], 2009. Disponível em: <<http://anpec.org.br/revista/aprovados/Integracao.pdf>>. Acesso em: 9 nov. 2009.

CLEMENTE, A. **Economia regional e urbana**. São Paulo: Atlas, 1994.

CONSELHO DE SEGURANÇA ALIMENTAR E NUTRICIONAL (Consea). **Segurança Alimentar e Nutricional**. Brasília, DF, [200-]. Disponível em: <<http://www.planalto.gov.br/Consea/static/apresenta/seguranca.htm>>. Acesso em: 11 set. 2009.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIO-ECONÔMICOS (Dieese). **Cesta básica nacional: metodologia**. São Paulo, 1993. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br/rel/rac/metodologia.pdf>>. Acesso em: 5 out. 2009.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIO-ECONÔMICOS (Dieese). Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socio-econômicos. **Nota Técnica: política de valorização do salário mínimo**, 2010. São Paulo, 2010. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br/esp/notatec-86SALARIOMINIMO2010.pdf>>. Acesso em: 7 abr. 2010.

_____. Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socio-econômicos. **Salário mínimo digno pelo fim da exclusão, 2000**. São Paulo, 2000. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br/esp/salmin/contag.xml>>. Acesso em: 19 out. 2009.

FACKLER, P.; GOODWIN, B. K. **Spatial price analysis: a methodological review**. Raleigh, 2000. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/B7P5B-4FPWV0B-8/2/b4bb603b34e96c7ed8c5927b00077bdb>>. Acesso em: 16 nov. 2009.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HADDAD, P. R. et al. **Economia regional: teorias e métodos de análise**. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil: ETENE, 1989.

HOFFMAN, H. **7 ensaios sobre a economia brasileira**. São Paulo, 1975. Disponível em: <<http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/246/179>>. Acesso em: 21 dez. 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Cidades**. Brasília, DF, [21--]. Disponível em: <<http://www.ibge.org.br/cidadesat/topwindow.htm?1>>. Acesso em: 2 dez. 2009

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e prática**. 6.ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2009.

MELO, H. P. et al. **O setor serviços no Brasil: uma visão global**, 1998. São Paulo, Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/pub/td/td0549.pdf>>. Acesso em: 1º dez 2010.

MELO, R. O. L. de; SOUZA, A. do V. **Estrutura e dinâmica da economia sergipana**. Maceió, 2010. Disponível em: <<http://www.seer.ufal.br/index.php/repd/article/viewFile/137/126>>. Acesso em: 3 jan. 2011.

NOGUEIRA, F. T. P.; AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E. de. **Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica**. Belo Horizonte, 2005. Disponível em: <<http://www.face.ufmg.br/novaeconomia/sumarios/v15n2/150204.pdf>>. Acesso em: 16 nov. 2009

PINHO, D. B.; VASCONCELLOS, M. A. S. de; GREMAUD, A. P. **Manual de economia**. 4. ed. São Paulo: Saraiva, 2003.

RICHARDSON, H. W. **Elementos de economia regional**. Rio de Janeiro: Zahar, 1973.

ROSADO, P. L. **Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos**. 2006. Tese (Doutorado em Economia Aplicada)– Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.

SOUZA, A. A. de et al. **Análise de sistemas de informações utilizados como suporte para os processos de estimação de custos e formação de preços**. São Leopoldo, 2006. Disponível em: <http://www.unisinos.br/abcustos/_pdf/ABC_Souzaetal.pdf>. Acesso em 20 dez. 2010.

SOUSA, E. S. de; HIDALGO A. B. **Comércio inter-regional do Nordeste: Análise das mudanças após o desenvolvimento dos recentes polos dinâmicos**, 2009. Disponível em: <<http://www.revistaaber.com.br/index.php/aber/article/view/64/35>>. Acesso em: 01 dez. 2010.

VARIAN, H. R. **Microeconomia: conceitos básicos**. 7. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Thomson, 2006.