

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ – UFC
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL

KALINY KÉLVIA PESSOA SIQUEIRA LIMA

**INTEGRAÇÃO ESPACIAL ENTRE OS PREÇOS DAS CESTAS BÁSICAS DA
REGIÃO NORDESTE DO BRASIL E TAXAS DO MERCADO FINANCEIRO**

FORTALEZA – CE - 2014

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ – UFC
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL

KALINY KÉLVIA PESSOA SIQUEIRA LIMA

**INTEGRAÇÃO ESPACIAL ENTRE OS PREÇOS DAS CESTAS BÁSICAS DA
REGIÃO NORDESTE DO BRASIL E TAXAS DO MERCADO FINANCEIRO**

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-graduação em
Economia Rural da Universidade Federal do Ceará – UFC, como
requisito para obtenção do Título de Mestre em Economia Rural

ORIENTADOR: Prof. Dr. Kilmer Coelho Campos

FORTALEZA – CE - 2014

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca de Pós-Graduação em Economia Agrícola

L699i

Lima, Kaliny Kélvia Pessoa Siqueira

Integração espacial entre os preços das cestas básicas da região Nordeste do Brasil e taxas do mercado financeiro / Kaliny Kélvia Pessoa Siqueira Lima. - 2014.
102f. : il., color. enc. ; 30 cm

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Ceará, Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação, Departamento de Economia Agrícola, Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Fortaleza, 2014.

Área de concentração: Economia Rural
Orientadora: Prof. Dr. Kilmer Coelho Campo.

1. Cesta básica. 2. Capitais Nordeste. 3. Causalidade. 4. Transmissão de preços.
I. Universidade Federal do Ceará. Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação. II. Título.

CDD: 330

KALINY KELVIA PESSOA SIQUEIRA LIMA

**INTEGRAÇÃO ESPACIAL ENTRE OS PREÇOS DAS CESTAS BÁSICAS DA
REGIÃO NORDESTE DO BRASIL E TAXAS DO MERCADO FINANCEIRO**

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-graduação em Economia Rural da
Universidade Federal do Ceará – UFC, como requisito para obtenção do Título de
Mestre em Economia Rural

ORIENTADOR: Prof. Dr. Kilmer Coelho Campos

DATA: _____ / _____ / _____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Kilmer Coelho Campos

(Orientador)

Prof. Dra. Patrícia Verônica Pinheiro Sales Lima

(Examinador I)

Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa

(Examinador II)

Prof. Dr. Espedito Cezário Martins

(Examinador III)

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus pela minha Vida, por permitir conhecer este mundo, por ter me dado os melhores pais do mundo, irmãos mais velhos (que cuidam e se preocupam comigo) e, por conseguinte, uma família, meu marido e meu incondicional amor – meu filho.

Agradeço a Jesus, por sua misericórdia em todos os momentos de conflitos, sua compreensão, apoio e orientação, por trilhar caminhos de fortaleza e superação.

Agradeço à Maria (Mãe de todos nós) por sua intercessão, proteção e amor.

Agradeço aos meus pais Francisco de Melo Lima e Leonilda Siqueira Costa Lima, por nunca terem desistido de mim, por terem confiado na minha capacidade de tentar, por estarem comigo em minhas decisões, me acompanhando e ajudando a caminhar nos momentos mais difíceis – Mãe, muito obrigada pelo seu dom de ser mãe duas vezes e cuidar do nosso “pequeno Eladinho” enquanto estive ausente; Pai, obrigada por cuidar da minha vida quando não pude estar perto. Amo Vocês!

Agradeço aos meus irmãos: Cibelly Aliny e Francisco Keyler, por acreditarem junto comigo neste projeto.

Agradeço ao meu marido, Eládio Pessoa de Andrade Filho, que decidi partilhar sua vida comigo em todas as suas nuances, inclusive neste projeto, que me deixou ausente do nosso Lar, nosso “chão”. Mas a maturidade nos fez mais fortes. Obrigada pela paciência, apoio, conforto, compreensão e, sobretudo, sua razão de permitir que trilhemos o que há sempre de melhor para a nossa família.

Agradeço aos meus amigos, que conheci nestes dois anos de angústias, mas muitas alegrias, sorrisos e diversão; a eles, meus agradecimentos e minha salva de palmas – James Brito, Diogo Sobreira, Ionara, Jesus Gomes, Manoel, Joyciane e Gerlânia.

Aos amigos da Universidade Estadual Vale do Acaraú – UVA, que estreitamos os laços de amizade e criamos oportunidades.

Aos amigos que acompanharam esta caminhada e que a distância nos fez mais unidos e saudosos – Thiago Dias, Thalita Arruda e Mariana Vela.

À banca examinadora de defesa da dissertação, Patrícia Verônica, Francisco Tabosa e Espedito Cesário, pelas contribuições de grande valia e orientações enriquecedoras

Agradecimento especial ao orientador Kilmer Campos, por sua disponibilidade, por não permitir que eu fosse “órfã” e ter me acolhido com disposição, apoio e orientações.

Dedico este trabalho a VIDA, a minha VIDA, por sua dinâmica e pelo magnífico ato de, como Mãe, GERAR e; por isso, a VIDA novamente, a VIDA do meu filho Eládio Pessoa de Andrade Neto.

“Mãe, gosto muito de você!”

(ELÁDIO P. DE ANDRADE NETO)

RESUMO

O custo da cesta básica influencia o salário mínimo do trabalhador brasileiro, os resultados deste estudo podem, nesse sentido, evidenciar não somente o comportamento de preços básicos do mercado, mas também da tendência e do comportamento do salário mínimo, além das relações causais e de transmissão de preços entre as cidades. Nesse contexto, reveste-se de importância estudos que buscam verificar a integração espacial entre os preços da cesta básica, aplicado às capitais do Brasil. O presente trabalho abrange séries temporais mensais dos preços da cesta básica das capitais do nordeste brasileiro Aracajú, Fortaleza, Natal, João Pessoa, Recife e Salvador e taxas do mercado financeiro (taxa de juros, taxa de inflação e taxa de câmbio) compreendendo do período de julho de 1994 a dezembro de 2013. A pesquisa tem como hipótese central os preços dos alimentos que compõem a cesta básica do Decreto-Lei 399/38 entre as capitais da Região Nordeste do Brasil são integrados e, como objetivo geral verificar a integração entre os mercados da cesta básica nas principais capitais do Nordeste do Brasil e objetivos específicos analisar a causalidade e transmissão de preços entre a cesta básica nas seis capitais do Nordeste do Brasil e avaliar a causalidade entre as taxa de juros, taxa de inflação, taxa de câmbio e os preços da cesta básica das seis capitais do Nordeste do Brasil. A pesquisa trabalhou análise bivariada e multivariada com metodologias de causalidade e transmissão de preços avaliando em princípio a estacionariedade com os testes ADF e KPSS, co-integração com o teste de Engle e Granger baseado em Johansen, transmissão de preços através do vetor de correção de erros (VEC), conforme necessário, por fim o teste de causalidade de Granger. Os resultados para uma análise bivariada mostraram que as séries são estacionárias, possuindo co-integração de ordem (I), mostrando através da análise multivariada a transmissão de preços entre as capitais Salvador e Fortaleza para com Aracaju, Natal, Recife e João Pessoa. Para o teste de causalidade os mercados que mostraram ter uma relação de causa e efeito foi Aracajú x Salvador e, para as taxas de mercado financeiro, a taxa de juros possui intensa transmissão de informações e operações arbitrárias, a taxa de câmbio nenhuma relação significativa e a taxa de inflação relação causal proporcional entre intensidade das informações.

Palavras-chaves: Cesta básica; capitais Nordeste; causalidade; transmissão de preços

ABSTRACT

The cost of the basic food basket influences the minimum wage of the Brazilian worker, the results of this study may, in these terms, reflect not only the behavior of basic market prices, but also the trend and behavior of the minimum wage, in addition to causal relationships and the transmission of prices between cities. Highlighting, in this context, the importance of studies that seek to verify the spatial integration between prices of basic food baskets, applied in the capitals of Brazil. This study covers a monthly time-series of prices of the basic food baskets in the capitals of the northeast of Brazil: Aracajú, Fortaleza, Natal, João Pessoa, Recife and Salvador and the financial market rates (interest rate, inflation rate and exchange rate) in the July 1994 to December 2013 period. The study has as central hypothesis to verify if the prices of foodstuffs, which compose the basic food basket according to Decree-Law 399/38, are integrated between the capitals in the Northeast Region of Brazil, as general objective to verify the integration between markets of the basic food basket in the main capitals in the Northeast of Brazil, and as specific objectives to analyze causality and transmission of prices of the basic food basket in the six capitals in the Northeast of Brazil and assess causality between interest rates, inflation rates, exchange rates and prices of the basic food baskets in the six capitals in the Northeast of Brazil. The study used bivariate and multivariate analysis with causality and transmission of price methods; initially assessing stationarity with ADF and KPSS tests, co-integration with the Engle-Granger test based on Johansen, price transmission using vector error correction (VEC) models, as necessary, and finally the Granger causality test. The results from the bivariate analysis showed that the series are stationary, with the co-integration of order (I), showing the transmission of prices, through multivariate analysis, between the capitals: Salvador and Fortaleza to Aracaju, Natal, Recife and João Pessoa. For the causality test the markets that presented a cause-effect relationship were Aracajú x Salvador, and for financial market rates, the interest rate has an intense transmission of information and arbitrary operations, the exchange rate has no significant relationship and the inflation rate has causal relationship proportional to the intensity of information.

Keywords: Basic food basket; capitals of the Northeast; causality; price transmission.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Preço Mensal da cesta básica em seis capitais do Nordeste do Brasil, no período de julho de 1994 a dezembro de 2013	65
Figura 2 – Preço Mensal das taxas do mercado financeiro do Brasil, no período de julho de 1994 a dezembro de 2013	68
Figura 3 – Causalidade de Granger entre as capitais Aracajú e Salvador	76
Figura 4 – Transmissão de preços entre capitais do Nordeste do Brasil, análise multivariada	82
Figura 5 – Comportamento da média de preços da cesta básica das capitais e taxa de juros	83
Figura 6 – Comportamento da média de preços da cesta básica das capitais e taxa de câmbio	84
Figura 7 – Comportamento da média de preços da cesta básica das capitais x taxa de inflação	85
Figura 8 – Causalidade de Granger entre os valores da taxa de juros para o preço das cestas básicas das capitais	93
Figura 9 – Causalidade de Granger entre os valores da taxa de inflação para o preço das cestas básicas das capitais	95

LISTA DE TABELAS

TABELA 01 – Resultados dos teste ADF, DF-GLS e KPSS para séries mensais dos gastos da cesta Básica em seis capitais da região Nordeste (jul/94 a dez/2013). – 67	67
TABELA 02 – Resultados dos teste ADF, DF-GLS e KPSS para séries mensais das taxas do mercado financeiro do Brasil (jul/94 a dez/2013) 69	69
TABELA 3 – Resultados do Teste de Johansen para o Vetor de cointegração bivariado para a cesta básica das seis capitais do Nordeste do Brasil (jul/94 a dez/2013) - 70	70
TABELA 04 – Análise do Vetor de Correção de Erro (VEC) para séries mensais da cesta básica de seis capitais da região do Nordeste do Brasil – período de julho de 1994 a dezembro de 2013	75
TABELA 05 – Resultados do Teste de causalidade Granger para a relação entre as cestas básicas das seis capitais do Nordeste do Brasil (jul/94 a dez/2014)	
TABELA 6 – Resultados do Teste de Johansen para o Vetor de cointegração multivariado para a cesta básica das seis capitais do Nordeste do Brasil	79
TABELA 7 - Análise Multivariada do Vetor de Correção de Erros (VEC) para séries mensais da cesta básica de seis capitais da região do Nordeste do Brasil – período de julho de 1994 a dezembro de 2013	80
TABELA 8 - Resultados do Teste de Johansen para o Vetor de cointegração bivariado para a relação da cesta básica das seis capitais do Nordeste - as taxas do mercado financeiro do Brasil. (jan/99 a dez/2011) 80	87
TABELA 9 – Análise do Vetor de Correção de Erro (VEC) para séries mensais da taxa de câmbio e taxa de inflação do Brasil – período de julho de 1994 a dezembro de 2013	91
TABELA 10 - Resultados do Teste de causalidade Granger para a relação das taxas do mercado financeiro para com a cesta básica das seis capitais do Nordeste do Brasil (jul/94 a dez/2013)	

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 – Gêneros alimentícios e, respectivas quantidades, recomendados para compor a Cesta Básica Nacional por regiões

20

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	14
1.1 Considerações Gerais	14
1.2 Problema e sua Importância	16
1.3 Hipóteses	17
1.4 Objetivos	17
2 REFERENCIAL TEÓRICO	19
2.1 Contextualização da Cesta Básica nas Capitais do Nordeste do Brasil	19
2.2 Contextualização da Integração Espacial de Mercados	22
2.3 Aspectos conceituais: integração espacial de mercados	25
2.4 Fatores determinantes na formação de preços da Cesta Básica	55
3 METODOLOGIA	57
3.1 Contextualização da Área de Estudo	57
3.2 Natureza e Fontes dos Dados	59
3.3 Método de Análise	61
4 RESULTADOS E DISCUSSÕES	65
4.1 Analisando à Estacionariedade das Séries	65
4.2 Modelo bivariado da Cesta Básica em seis capitais do Nordeste	69
4.2.1 Teste de Cointegração	69
4.2.2 Modelo de Correção de Erros	72
4.2.3 Teste de Causalidade de Granger	75
4.2.4 Análise Multivariada	77
4.3 Modelo bivariado das taxas do mercado financeiro do Brasil	83
4.3.1 Teste de Cointegração	86
4.3.2 Modelo de Correção de Erros	90
4.3.3 Teste de Causalidade de Granger	91
5 CONCLUSÕES	96
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	
APÊNDICES	

1 INTRODUÇÃO

1.1 Considerações Gerais

O acompanhamento dos preços das cestas básicas no Brasil tem sido uma prática adotada pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (Dieese) há muitos anos. Esse monitoramento segue critérios rigorosos e sistemáticos, tornando-se um importante indexador para salários e para a evolução do poder de compra no país nos estratos de baixa renda. A cesta básica é formada por um conjunto reduzido de itens alimentícios, sendo que parcela majoritária contempla alimentos de baixa elasticidade-renda, que captam o maior volume de consumo nacional dentre as principais categorias alimentares, como cereais, tubérculos, energéticos, frutas e carnes (LAVINAS, 1998).

Segundo Lavinas (1998), conforme a pesquisa da cesta básica nacional, as cestas básicas podem ser adotadas como *proxy* do custo de vida, como balizadoras de padrões de nutrição adequados, como expressão dos hábitos regionais e como referência para elaboração de políticas públicas.

A metodologia da pesquisa da cesta básica nacional foi estabelecida com base no Decreto Lei nº. 399 de 30 de abril de 1938, que regulamenta a execução da lei nº. 185 de 14 de janeiro de 1936, instituindo o salário mínimo. De acordo com o art. 2º desse Decreto Lei, o salário mínimo refere-se à remuneração mínima concedida ao trabalhador adulto, sem distinção de sexo, por dia normal de serviço e capaz de satisfazer, em dada época e região do país, às suas necessidades normais de alimentação, habitação, vestuário, higiene e transporte. Ademais, a partir desse Decreto, por meio do art. 6º, 1º parágrafo, instituiu-se que “a parcela correspondente à alimentação corresponde a um valor mínimo *Revista de Economia e Administração*, v. 12, n. 3, 321-348p, jul./set. 2013 323 Preço da cesta básica na Região Sul do Brasil: testando a integração espacial igual aos valores da lista de provisões, necessários à alimentação diária do trabalhador adulto” (BRASIL, 2012).

Conforme o DIEESE (2003), a cesta básica envolve uma série de produtos básicos que proporcionam ao trabalhador as condições necessárias para uma qualidade de vida digna. Sua composição, porém, ao longo das regiões, sofre certas alterações, haja vista as especificidades dos produtos de cada estado brasileiro¹. A pesquisa da ração essencial mínima ou comumente conhecida por Cesta Básica Nacional é realizada em dezesseis capitais do Brasil, em que se acompanha de forma efetiva a evolução dos preços de treze produtos básicos da alimentação, como também o gasto mensal que um trabalhador teria para adquiri-los.

No Brasil, existem várias propostas de composição para diferentes cestas básicas, no entanto, ainda não se obteve a aceitação de uma determinada cesta, assumida como referência por todos; governo, sociedade e a academia. As divergências estão polarizadas, principalmente, entre a preferência por uma cesta que seja composta por alimentos de maior consumo, independente de sua composição nutricional ou por alimentos que assegurem a plena cobertura das necessidades nutricionais. Dessa forma, optou-se por não interpretar neste trabalho a composição e tendências do salário mínimo em função das séries de cestas básicas.

Os estudos sobre integração e transmissão de preços abordam um importante aspecto da economia e distribuição de bens. Dentro da discussão sobre integração de mercado, a cesta básica se destaca por apresentar um conjunto de produtos necessários à sobrevivência do trabalhador e, também, por ser um item importante na composição de índices de inflação.

Segundo Pereira (2005), a forma de integração entre os diversos mercados regionais é um dos fatores preponderantes na promoção da equidade, eficiência e competitividade desses mercados.

¹ A cesta básica da alimentação nas capitais do Nordeste, objeto deste estudo, é composta pelos seguintes produtos e suas respectivas quantidades carne (4,5 kg), leite (6L), feijão (4,5 kg), arroz (3,6kg) farinha (3kg), batata (-), tomate (12kg), pão (6kg), café (300g), frutas (90unid), açúcar (3kg), óleo (750g) e manteiga (750g).

1.2 O Problema e sua Importância

Em agosto de 2013, 13 das 16 capitais em que o DIEESE - Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos – realiza mensalmente a Pesquisa Nacional da Cesta Básica apresentaram queda no preço do conjunto de gêneros alimentícios essenciais. As retrações mais significativas foram registradas em Goiânia (-4,04%), Fortaleza (-3,96%) e Recife (-3,43%). As altas ocorreram em Porto Alegre (1,83%), Brasília (0,72%), Curitiba (0,59%), Campo Grande (0,35%) e Florianópolis (0,11%). Porto Alegre registrou o segundo maior custo, com (R\$ 311,50), seguido por Vitória (R\$ 310,03) e Manaus (R\$ 305,78). Os menores valores médios foram observados em Aracaju (R\$ 233,19), Salvador (R\$ 257,54) e Goiânia (R\$ 258,45). (DIEESE, 2013)

Como o custo da cesta básica influencia o salário mínimo do trabalhador brasileiro, os resultados deste estudo podem, nesse sentido, evidenciar não somente o comportamento de preços básicos do mercado, mas também da tendência e do comportamento do salário mínimo, além das relações causais e de transmissão de preços entre as cidades.

Dadas estas considerações, verifica-se que a cesta básica funciona como um importante instrumento para avaliação do desenvolvimento socioeconômico e nutricional de uma região. Paralelamente, a análise de integração de mercados também desempenha papel relevante para o desenvolvimento econômico de uma região. Segundo Rosado (2006), a integração de mercados favorece a redução de deficiências estruturais em resposta ao maior fluxo de informação entre as regiões, facilitando a tomada de decisão pelos agentes envolvidos e contribuindo para aumentar a eficiência alocativa do mercado.

Nesse contexto, reveste-se de importância estudos que buscam verificar a integração espacial entre os preços da cesta básica, como é o caso do estudo de Carvalho, Scalco e Lima (2009), aplicado às capitais da região Sudeste do Brasil. Além deste estudo de integração, propõe-se ainda observar os impactos que as taxas do mercado financeiro (taxa de juros, taxa de inflação

e taxa de câmbio) provoca sob as cestas básicas de cada capital do Nordeste abordada nesta pesquisa.

1.3 Hipóteses

A pesquisa tem como hipótese central que os preços dos alimentos que compõem a cesta básica do Decreto-Lei 399/38 entre as capitais da região Nordeste do Brasil são integrados.

1.4 Objetivos

1.4.1 Objetivo Geral

Verificar a integração entre os mercados da cesta básica nas principais capitais do Nordeste do Brasil.

1.4.2 Objetivos Específicos

- Analisar a causalidade e transmissão de preços entre a cesta básica nas seis capitais do Nordeste do Brasil;

- Avaliar a causalidade entre as taxas de juros, inflação e câmbio, e os preços da cesta básica das seis capitais do Nordeste do Brasil.

É importante ressaltar que, ao se fazer referência a uma cesta de bens, está subentendido que se considera esta como uma unidade de consumo, e não cada um dos seus produtos tomados individualmente. Apesar de os produtos que compõem a cesta básica serem ofertados em condições de mercado bastante diferentes, quando se considera a cesta básica como unidade de consumo, o seu custo passa a ser determinado por variáveis que afetam os mercados em análise de maneira muito semelhante.

O estudo foi estruturado da seguinte forma: o primeiro capítulo é constituído da introdução, que contempla a contextualização, as motivações do estudo, bem como a apresentação dos objetivos geral e específicos. No

segundo capítulo, foram apresentados os referenciais bibliográficos e que abordam as principais teorias já publicadas, a fim de evidenciar a evolução das discussões acerca do tema e suas principais contribuições. O terceiro capítulo traz os aspectos metodológicos, no qual se apresentam o tipo de pesquisa, bem como o método utilizado. O quarto capítulo foi constituído da descrição e análise dos dados, sendo que as considerações finais foram apresentadas no capítulo quinto.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Contextualização da Cesta Básica nas Capitais do Nordeste do Brasil

Por definição, para Menezes (2006), cesta básica é um termo genérico que designa um conjunto de bens, incluindo gêneros alimentícios e produtos de higiene pessoal e de limpeza, suficientes para suprir as necessidades de uma família pelo período de um mês. Ainda de acordo com a autora, destacam-se três modelos de cestas básicas no país. O primeiro refere-se ao estabelecido pelo Decreto-Lei n. 399, de 1938, que contém uma lista de alimentos destinados ao trabalhador adulto.

O segundo modelo é do Programa de Orientação, Proteção e Defesa ao Consumidor e Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (Procon/DIEESE), que tem divulgação mensal da relação do custo da cesta básica comparado ao salário mínimo para quase todas as capitais brasileiras. É composta por produtos alimentícios, como também por produtos de higiene e limpeza, num total de 31 componentes do consumo mensal de uma família formada por quatro indivíduos.

Por fim, o terceiro modelo corresponde ao do Estudo Multicêntrico do Ministério da Saúde, proposto pelo estudo multicêntrico realizado em 1996-1997, com objetivo de estabelecer uma cesta básica composta pelos alimentos mais consumidos pela população e nutricionalmente adequada.

Em 1983 foi instituída a ração essencial mínima para o trabalhador adulto, considerando apenas suas necessidades fisiológicas. Esta ração chamada cesta básica, baseada nos hábitos gerais do país, compõe-se de 14 alimentos: carne, leite, ovos, pão, arroz, feijão, café, banana, batata, manteiga, banha, açúcar, laranja e farinha (DIEESE, 1983).

Estudos do DIEESE (2011) mostram desde 1983, em várias capitais do País, a defasagem do salário com relação a despesas com alimentação, ou seja: o salário vigente não dá sequer para comprar essa ração essencial para o trabalhador, tampouco garantir as outras despesas correntes para ele e sua família. Este critério orientou desde então o valor do salário mínimo, o qual

deveria garantir a compra da cesta básica, desde que não ultrapasse o percentual de 20%.

Segundo a Lei n. 185 de 1936 e o Decreto-lei n. 399 de 1938, a cesta básica consiste em um instrumento de política pública para minimizar o dispêndio familiar em relação ao consumo nutricional, necessário ao sustento protéico alimentar familiar do trabalhador em quantidades variadas por região (DIEESE, 1983).

O acompanhamento dos preços da cesta básica, conforme Lavinias (1998), além de servir como um importante indexador para salários, é também um importante instrumento para avaliação do desenvolvimento socioeconômico e nutricional de uma região.

Em relação ao atendimento das necessidades da alimentação, a lei que instituiu o salário mínimo previa que a cesta básica deveria representar aproximadamente 48% das despesas desse salário (RADIS, 2003).

Para este estudo, adotaram-se os produtos alimentícios do modelo estipulado pelo Procon/DIEESE, que utiliza a Cesta Básica Nacional, ou Ração Essencial Mínima, composta por treze gêneros alimentícios e recomendados para atender a necessidade de consumo ideal de uma família constituída por quatro pessoas, conforme apresentado no quadro 1 que fez o Modelo de cesta básica nacional Procon/DIEESE

QUADRO 1 – Gêneros alimentícios e, respectivas quantidades, recomendados para compor a Cesta Básica Nacional por regiões

ALIMENTOS	REGIÃO 1	REGIÃO 2	REGIÃO 3	Nacional
Carne (kg)	6	4,5	6,6	6
Leite (L)	7,5	6	7,5	15
Feijão (Kg)	4,5	4,5	4,5	4,5
Arroz (Kg)	3	3,6	3	3
Farinha (Kg)	1,5	3	1,5	1,5
Batata (Kg)	6	-	6	6
Tomate (Kg)	9	12	9	9
Pão (Kg)	6	6	6	6
Café (g)	600	300	600	600
Frutas (unid)	90	90	90	90
Açúcar (Kg)	3	3	3	3
Óleo (g)	750	750	900	1,5
Manteiga (g)	750	750	750	900

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. Nacional - Cesta normal média para a massa trabalhadora em atividades diversas e para todo o território nacional.

FONTE: DIEESE (1993)

A Lei Orgânica da Segurança Alimentar e Nutricional (LOSAN, 2006) consagrou uma concepção de acesso aos alimentos segunda a qual o custo de aquisição dos alimentos deve absorver uma parcela da renda familiar que não comprometa o acesso aos demais componentes de uma vida digna. Esse requisito coloca, diretamente, a relação entre renda monetária (poder aquisitivo) e o custo da alimentação determinado pela composição da dieta alimentar e pelos preços dos alimentos que a compõem.

Para identificar as repercussões do comportamento recente dos preços dos alimentos sobre a soberania e a segurança alimentar e nutricional no Brasil, um primeiro passo é abordar a relação entre acesso aos alimentos, nível de renda e preços, o que faremos com base em trabalho anterior sobre o tema (MALUF, 2009). Sabe-se que o principal condicionante da Secretaria Alimentar Nacional é a capacidade de acesso da população a alimentos saudáveis em termos nutricionais.

Importa registrar que além da alta nos preços afetar o acesso aos alimentos em geral, a avaliação dos seus impactos deve ser desdobrada na direção de se identificar possíveis repercussões na composição da dieta alimentar, para o quê ajuda a diferenciação do comportamento dos preços entre os grupos de produtos. Sabe-se que a primeira reação dos mais pobres à perda do seu poder aquisitivo é reduzir a qualidade de sua dieta alimentar, impacto importante em si mesmo. Além disso, um fenômeno mais geral pode se colocar quando se adota horizonte de tempo mais longo. A eventual recomposição dos preços relativos na direção do encarecimento dos alimentos pode ter representado, como afirmam alguns estudos, um retorno a um patamar próximo ao vigente na década de 1990, mas ainda bastante inferiores aos de décadas anteriores. A relevância dessa comparação reside no fato de que a expansão do sistema alimentar mundial e do padrão de consumo a ele associado foi baseado, fortemente, no barateamento da alimentação em geral e, em particular, de alguns dos seus componentes. Os preços relativos tiveram

papel preponderante na conformação da dieta alimentar predominante nos dias de hoje, objeto de críticas pelos efeitos dos hábitos de consumo na saúde humana e dos modelos de produção que sobrecarregam o meio-ambiente. No dizer de alguns, “é mais barato comer mal” (DAVIRON *et al.*,2011).

2.2 Fatores determinantes na formação de preços da Cesta Básica

A formação dos preços domésticos e da inflação de alimentos no Brasil, assim como em quase todos os países, embora correlacionada com as tendências dos preços internacionais, reflete, em grande média, fatores internos incidentes sobre os preços domésticos, sendo os mais importantes dentre eles: (a) grau de auto-suficiência nacional no produto em questão; (b) peso relativo das *commodities* nos custos de produção e transporte dos alimentos finais; (c) comportamento da taxa de câmbio; (d) formação dos preços em mercados domésticos oligopólicos e as estratégias das grandes corporações; (e) instrumentos de regulação acionados pelos governos (tarifas e subsídios, garantia de preços, manejo de estoques, etc); (f) eventos climáticos de alimentos decorrentes, como no Brasil, de melhoria na distribuição da renda (MALUF ; SPERANZA, 2013).

As recorrentes oscilações nos preços confirmam a elevada instabilidade do sistema alimentar mundial, assim como reforçam o argumento da necessidade de serem criados observatórios dos preços das *commodities* e dos alimentos nos países, conforme proposto mais adiante. Isto porque a volatilidade dos preços tem sido excessiva, com mudanças drásticas de direção (picos de alta e queda), demandando um monitoramento permanente dos preços pelos governos – a fim de eles responderem rapidamente às necessidades de políticas para proteger a população de risco de insegurança alimentar (MALUF ; SPERANZA, 2013).

O estudo de Maluf (2013) recorreu à farta evidencia estatística e às interpretações que atestam estar em curso uma inflação de alimentos no Brasil, além de recolher indícios da interrupção da chamada tendência secular de redução real dos preços agrícolas. Séries de preços originais construídas a

partir de dados primários comparam a evolução dos índices de preços do vários grupos de alimentos com os de outros grupos de despesa familiar, com o custo da cesta básica e o poder de compra do salário mínimo.

A alta dos preços das commodities alimentares e a inflação produzem duas implicações simultâneas. Para a grande maioria dos consumidores, a alta dos preços acarreta recomposição do orçamento doméstico com resultados negativos em termos de quantidade e qualidade dos alimentos ingeridos pelas famílias; nessa condição se enquadram também as famílias rurais mais fragilizadas, comumente compradoras líquidas de alimentos. Para os produtores rurais vendedores líquidos de alimentos, a elevação dos preços agrícolas pode representar maior renda, porém a comparação com os custos de produção mostrou que, no Brasil, o ganho líquido foi limitado no tempo e com diferenças importantes entre os produtos agrícolas, com destaque para a soja. A ausência de informação impossibilita uma avaliação específica para o segmento dos agricultores familiares (MALUF, 2013).

Outra constatação importante sobre o pico de preços ocorridos em 2007-2008 é a de que houve uma “transmissão incompleta” das variações nos preços internacionais na maioria dos preços internos dos países em desenvolvimento. Assim caracterizada, em razão da dinâmica peculiar do processo de transmissão, das diferentes opções de política e, principalmente, por ela não ter se manifestado igualmente nos movimentos de alta e de baixa. A transmissão da alta dos preços internacionais para os preços internos se deu num processo de ajuste lento, com limitada repercussão imediata e a plena materialização do repasse no médio prazo (MALUF ; SPERANZA, 2013).

Estudo realizado por Ferreira et al (2011), com metodologia mais sofisticada e robusta, investigou os efeitos do pico de alta dos preços dos alimentos em 2008 sobre o bem-estar social das famílias brasileiras, identificando que foram as famílias de renda média as que mais sofreram impacto negativo da elevação dos preços vis-à-vis as famílias muito pobres. Este mesmo estudo identificou que ocorreram variações substanciais decorrentes do “efeito despesa” sobre o orçamento das famílias, da ordem de 5% para as áreas urbanas e 12,5% para as áreas rurais – em termos de perda de bem-estar social. Sobre o “efeito mercado”, considerando uma transmissão

(pass-through) da alta internacional dos preços dos alimentos de 100%, nas áreas urbanas há uma redução de dois pontos percentuais do “efeito despesa” para o decil mais pobre da distribuição de renda; efeito que diminui rapidamente conforme o aumento da renda ocorre tornando-se quase imperceptível. Nas áreas rurais a situação é bastante diferente, a metade inferior da distribuição de renda ganha com a crise alimentar, ou seja, para o quartil inferior da distribuição, este ganho pode ser da ordem de 5-10% superior ao rendimento inicial.

Em se tratando de taxas do mercado financeiro há algumas discussões no que abrange a taxas de câmbio. Alguns trabalhos são abordados sobre o comportamento da taxa de câmbio, como o de Friedman (1953) o qual faz uma defesa das taxas de cambio livre.

Friedman defende o regime de taxas de câmbio livre, visto que com esse regime as taxas vão se movimentando conforme o mercado, ficando sempre em equilíbrio, caso que não aconteceria com as taxas de cambio fixo, uma vez que estas só se alterariam quando um ajuste não pudesse ser mais postergado. Friedman também fala que a taxa de câmbio livre beneficiam o comércio visto que os ajustes são equilibrantes. Em suas palavras:

“sob regimes de taxas de câmbio flexíveis determinadas livremente em mercados abertos, o primeiro impacto de qualquer tendência a um superávit ou déficit na balança de pagamentos será sobre as taxas de câmbio. Se um país tem um incipiente superávit de recebimento de pagamentos – um excesso de demanda por sua moeda – a taxa de câmbio tenderá a subir. Se um país tem um incipiente déficit, a taxa de cambio tenderá a cair. Se as condições responsáveis pela subida ou queda das taxas são geralmente tratadas como temporárias, portadores, de fato ou potenciais, de moeda do país tenderam a mudar as suas colocações de capital de uma forma que modere os movimentos da taxa de câmbio. Se um aumento temporário nas taxas de câmbio é esperado, por exemplo, há um incentivo para portadores da moeda do país venderem as suas posições, comprarem moedas estrangeiras e comprarem de volta as moedas antigas por um preço menor. Ao fazerem isso, ele suprem o excesso de demanda por moeda responsável pelo aumento inicial da taxa de câmbio, ou seja, eles absorvem parte do que seria um superávit de recebimentos de moedas estrangeiras na antiga taxa de cambio. Da mesma forma, se um declínio temporário é esperado, há um incentivo para comprar moeda doméstica para vendê-la a um preço maior. Tais compras de moeda doméstica fornecem a moeda estrangeira necessária para suprir o que seria um déficit de moeda estrangeira a taxa de cambio antiga. Dessa forma, tais transações “especulativas” fornecem reservas ao país para ele absorver superávits ou suprir déficits temporários de moeda estrangeira. Por outro lado, se uma mudança na taxa de cambio é geralmente tratada como produzida por fundamentos que

provavelmente serão permanentes, os incentivos serão o contrário dos que listamos e transações especulativas vão trazer maior presteza ao aumento ou queda da taxa de câmbio e, portanto, acelerar a chegada a posição final. (FRIEDMAN, 1953)”.

Outro ponto que Friedman faz é que quando a taxa de câmbio é fixa, há uma maior regulação do governo sobre o comércio internacional e os fluxos de capitais, de modo que a taxa de câmbio se mantenha no mesmo patamar. Outra manipulação do câmbio citada por Friedman é que os impostos podem agir como depreciações ou apreciações da taxa de câmbio, em suas palavras:

Note que uma tarifa com porcentagem uniforme em todas as importações que paga um subsídio em todas as exportações é equivalente a uma depreciação na taxa de câmbio pela porcentagem correspondente a tarifa. Da mesma forma, um subsídio na forma de uma porcentagem uniforme em todas as importações financiada por um imposto em todas as exportações é equivalente a uma apreciação na taxa de câmbio correspondente a mesma porcentagem. Portanto, dispositivos como esses deveriam ser classificados como alterações na taxa de câmbio, em vez de controles diretos (FRIEDMAN, 1953)

2.3 Aspectos conceituais: Integração Espacial de Mercados

A integração de um mercado estabelece que os preços tendem a se uniformizar pela ação de determinados mecanismos (arbitragens ou substituição) em função desses preços evoluírem de forma similar ao longo do tempo. Se o intercâmbio de produtos pode ocorrer sem dificuldades, estes deveriam tender a um único preço.

Define-se como integração de mercados como o grau com que os preços se relacionam ao longo do tempo. Faminom e Benson (1990) conceituaram integração de mercado como o processo pelo qual ocorre independência dos preços entre mercados distintos. Goodwin e Pigott (2001) a conceituaram como a extensão com que os choques são transmitidos entre localidades distintas, já Fackler e Goodwin (2000) consideraram que a integração espacial de mercados se refere ao grau com que os choques de oferta e demanda são transmitidos de uma região para outra Segundo Pereira (2005), para ocorrer integração de mercados é necessário que as regiões participem de um sistema de comércio que envolva troca de mercadorias e

informações e não é preciso que duas regiões possuam relações de comércio direto para apresentarem um alto grau de integração.

Fackler e Goodwin (2000), acrescentam que o importante é que estas regiões façam parte de um sistema de mercado que se caracterize por fluxo de mercadorias e de informações. Assim, integração de mercados se apresenta como consequência do fluxo de bens e informações.

Sexton et al (1991) estabelece que a falta de integração entre os mercados pode ser decorrente da apresentação dos mercados como autárquicos, onde a arbitragem não é possível devido aos custos de transação muito altos ou em função da interferência do governo; do impedimento para a arbitragem eficiente por causa de barreiras de comércio, aversão ao risco por parte dos agentes ou informação imperfeita de mercado; e pela existência de competição imperfeita.

O processo de arbitragem consiste em aproveitar as ineficiências dos mercados onde existe a possibilidade de adquirir um bem qualquer em um local mais barato e, após compensado os custos de transferência, vendê-lo em outro local mais caro.

Segundo Fackler e Goodwin (2000), na arbitragem espacial, os arbitradores são agentes que asseguram que os preços de bens homogêneos de quaisquer duas localidades diferem, no máximo, pelo custo de transferência do bem da região de menor preço para a região de maior preço

Define-se integração de mercados como o grau com que os preços se relacionam ao longo do tempo. Faminom e Benson (1990) conceituaram integração de mercado como o processo pelo qual ocorre independência dos preços entre mercados distintos. Goodwin e Pigott (2001) a conceituaram como a extensão com que os choques são transmitidos entre localidades distintas, já Fackler e Goodwin (2000) consideraram que a integração espacial de mercados se refere ao grau com que os choques de oferta e demanda são transmitidos de uma região para outra.

A integração de um mercado estabelece que os preços tendem a se uniformizar pela ação de determinados mecanismos (arbitragens ou substituição) em função desses preços evoluírem de forma similar ao longo do tempo. Se o intercâmbio de produtos pode ocorrer sem dificuldades, estes

deveriam tender a um único preço. Esta teoria é conhecida como a “Lei do Único Preço” (LPU), que implica um eficiente funcionamento dos mecanismos de arbitragem e é característica de um mercado integrado.

A discussão acerca de mercados integrados é proposta pela Lei de Preço Único (LPU); segundo esta, os bens homogêneos disponíveis em diversos mercados de regiões distintas, seguem o mecanismo de arbitragem, o qual garante que os preços entre esses mercados quando expressos em mesma moeda, em se tratando do mercado internacional – não podem diferir entre si acima do valor de seus custos de transação (COSTA; FERREIRA FILHO, 2000; ROSADO; MACIEL; LIMA; 2008).

No curto prazo há possibilidades de ocorrer desvios ou desajustes entre os valores, até mesmo acima do valor dos custos de transação, mas no longo prazo estes tendem a convergir para os verdadeiros valores mantendo a relação limite descrita anteriormente (COSTA; FERREIRA FILHO, 2000). Matematicamente esta relação pode ser expressa como:

$$P_{it} - P_{jt} \leq r_{ij} \quad (1)$$

Em que a variável P_{it} representa o preço de um bem na região i , P_{jt} na região j e r_{ij} representa o custo de transporte, para deslocar o bem de uma região a outra. O equilíbrio representado na equação 1 é denominado de condição de arbitragem.

A Lei do Preço Único (LPU) mostra a relação de equilíbrio de longo prazo entre preços estabelecidos em duas ou mais regiões distintas. A mudança do preço em uma região tende a conduzir mudanças nos preços de equilíbrio das demais regiões relacionadas a esta. Em se tratando de relações entre países, a LPU pode ser expressa como:

$$P_{it} = a + bP_{jt} + u_t \quad (2)$$

As variáveis P_{it} e P_{jt} representam o preço de uma *commodity nos* mercados do país i e j . O escalar “ a ” representa uma constante e u_t representa um fator de erro.

Valendo a LPU, no longo prazo, oscilações de preço em um mercado serão transmitidas proporcionalmente aos demais mercados, de modo que as elasticidades proporcionalmente aos demais mercados, de modo que a elasticidade de transmissão de preço representada por b na equação 2, tende a ser igual a um. (CUNHA (2006) et al QUINTELA; GOMES; RUFINO; 2007). Caso o valor do coeficiente seja estatisticamente igual a zero isto implica que variações no preço no país j não conduzem a qualquer tipo de reação do preço no país i , neste caso pode-se dizer que a economia deste país é completamente fechada.

Um alto grau de integração não ocorre apenas na presença de comércio direto entre as regiões, a transmissão de preços pode ocorrer também nos mercados que se ligam indiretamente via ligações comerciais a um terceiro mercado em comum.

Segundo Pino e Rocha (1994) apud Barbosa, Margarido et al (2001), ao se trabalhar com séries de tempo, é preciso tomar cuidado em relação ao deflator a ser utilizado, dado que isso pode contaminar as séries e interferir nos resultados.

Estudos envolvendo séries de tempo requerem um conjunto de procedimentos estatísticos, os quais são descritos a seguir através do material Bueno (2008).

Segundo Enders (2004), a estacionariedade de séries temporais é um ponto relevante quando se tem dados ordenados no tempo e denomina-se problema de raiz unitária, relacionando-se a aspectos de convergência dos resultados.

De maneira formal o processo estocástico, ou a série temporal $\{Y_t, t \in Z\}$ = $Z = \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ é estacionária² se:

a) $E|Y_t|^2 < \infty$;

² O conceito de estacionariedade é a principal idéia que se deve ter para estimar uma série temporal. É fundamental a constatação de estacionariedade que permitirá proceder a inferências estatísticas sobre os parâmetros estimados com base na realização de um processo estocástico. Com propriedade de estacionariedade apenas não é possível uma série temporal.

- b) $E(Y_t) = \mu, \text{paradot } \in Z, e$
 c) $E(Y_t - \mu)(Y_{t-j} - \mu) = \gamma_j$

Inúmeros testes foram desenvolvidos para a análise de questão da raiz unitária. Para o presente trabalho a sequência proposta Enders (2004), utilizou-se os testes de raiz unitária: Dickey Fuller, Dickey Fuller-GLS (*Generalised Least Squares*), Dickey e Fuller Aumentado (1976,1979) e KPSS, muito utilizados em estudos de séries temporais.

A inspeção visual de uma série raramente permite distingui-la como de tendência estocástica ou tendência determinística. E, frequentemente, quando se age assim, incorre-se em equívocos. Então, foram desenvolvidos testes para a verificação de existência de raízes unitárias. O primeiro foi elaborado por Dickey Fuller (1976, 1981). Para entender o teste, considere o seguinte modelo:

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + e_t \quad (3)$$

A tendência inicial é estimar esse modelo e usar um teste convencional de t sobre ϕ , tendo como hipótese nula $H_0: \phi = 1$. Em geral, os pacotes econométricos reportam os testes nos coeficientes contra a nula de serem iguais a zero. Então, o teste poderia ser alterado, subtraindo Y_{t-1} de ambos os lados:

$$\Delta Y_t = (\phi - 1)Y_{t-1} + e_t = \alpha Y_{t-1} + e_t \quad (4)$$

Em que se define $\alpha = \phi - 1$

Assim: $H_0: \phi = 1$ é equivalente a $H_0: \alpha = 0$. O problema é que, através da nula, na distribuição do teste, infelizmente, não é convencional, ou seja, não é igual a distribuição t estatístico, pois Y_t não é estacionário. A distribuição do teste pode ser encontrada analiticamente usando o teorema central do limite funcional.

O Teste de Dickey Fuller, possui a limitação de considerar o erro com um ruído branco³. Mas, frequentemente, o erro é um processo estacionário qualquer. Esse problema, pode causar distorções no poder do teste. Felizmente, é fácil corrigir esse problema.

De fato, suponha que y_t seja um processo auto-regressivo de ordem p , com raiz unitária:

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} Y_{t-p+1} + \phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (5)$$

Como testar esse modelo para raiz unitária? Usa-se o que se convencionou chamar teste de Dickey Fuller aumentado. A idéia é estimar o modelo com as variáveis auto-regressivas. Essa é uma forma de corrigir o desvio do valor correto da estatística, ou seja, intuitivamente trata-se de encontrar os desvios de Y_t em relação a sua “média”, para deslocar a distribuição de α em direção a zero, caso a hipótese nula seja verdadeira.

Do ponto de vista prático, é preciso introduzir tantas variáveis auto-regressivas quantas forem necessárias para que o teste de resíduos não rejeite a hipótese de que se trata de um ruído branco. Para entender o teste, adicione e subtraia $\phi_p Y_{t-p+1}$ à equação (5):

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} Y_{t-p+1} + \phi_p Y_{t-p} + \phi_p Y_{t-p+1} - \phi_p Y_{t-p+1} + e_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + (\phi_{p-1} + \phi_p) Y_{t-p+1} - \phi_p \Delta Y_{t-p+1} + e_t \quad (6)$$

Utilizando o mesmo procedimento, desta vez com $(\phi_{p-1} + \phi_p) Y_{t-p+1}$

³ Uma sequência $\{e_t\}$ é um ruído branco se cada valor nela tiver média zero, variância constante e não for correlacionado com qualquer realização da própria série (autocorrelação igual a zero).

$$\begin{array}{c}
 +\phi_p \\
 \phi_{p-1}Y
 \end{array}
 \tag{7}$$

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + (\phi_{p-1} \phi_p) Y_{t-p+2} -$$

Repetindo isso p vezes, obtém-se ao final:

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^t \lambda \Delta Y_{t-j} + \epsilon_t \tag{8}$$

Em que:

$$\alpha = -(1 - \sum_{j=1}^t \phi_j); \lambda_j = -\sum_{j=i}^p \phi_j + 1$$

O teste então pode ser feito, usando os mesmos valores críticos encontrados por Dickey e Fuller (1979). Assim, desde que se faça a correção do modelo, de forma a considerar as demais variáveis defasadas, em nada se alteram os valores críticos do teste ou a interpretação do modelo.

O teste de Dickey-Fuller com método de mínimos quadrados generalizados (DF-GLS: Generalised Least Squares Dickey-Fuller test) foi um dos testes propostos em Elliot, Rothenberg e Sotck (ERS, 1996) e consiste numa modificação do teste ADF. A motivação de ERS era gerar um teste em que a distribuição assintótica não fosse afetada pela forma de d_t e sua correta especificação.

O problema é que para retirar a influência da componente d_t é preciso antes conhecer o valor do parâmetro associado a essa variável explicativa. Dessa forma, o procedimento do teste constitui-se num procedimento de mínimos quadrados generalizados da seguinte forma: em primeiro lugar se obtém a estimação do parâmetro $\delta(\theta)$ na equação abaixo: $d\left(\frac{y_t}{\theta}\right) = d\left(\frac{x_t}{\theta}\right)' \delta(\theta) + \eta_1$ em que em que $d\left(\frac{y_t}{\theta}\right)$ é a quase diferença de y_t sujeita a determinado valor de θ .

$$d\left(\frac{y_t}{\theta}\right) = \begin{cases} y_t \text{ set} = 1 \\ y_t - \theta y_{t-1} \text{ set} > 1 \end{cases}$$

$\theta = 1 + c/T$, isto é, θ está numa vizinhança c/T próximo a 1. Caso θ fosse igual a 1 $d\left(\frac{y_t}{\theta}\right)$ seria igual à primeira diferença de y_t (Δy_t). Nesse teste os dados são diferenciados localmente de modo que a influência da variável explicativa d_t (constante e/ou tendência) é removida da série y_t antes de aplicar o teste ADF.

θ

Uma vez obtida a estimação de $\delta(\theta)$ associados a estes valores de δ , θ

vamos aplicar o teste ADF à equação com a variável y_t^d (em vez de y_t) e sem o termo d_t : $\Delta y_t^d = \alpha y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_t^d + u_t$ em que y_t^d é a variável y_t sem a influência da variável d_t (y_t^d é o valor GLS-detrended de y_t): $y_t^d = y_t - d_t \delta(\hat{\theta})$.

No caso em que d_t é zero a distribuição assintótica da estatística τ do teste acima (τ_{GLS-DF}) é semelhante à do teste ADF, de forma que os valores críticos são aqueles tabulados por Mackinnon. Quando existe a constante (e/ou a tendência) a distribuição assintótica se altera de forma que os valores críticos são dados por ERS (1996).

Um dos problemas do teste de raiz unitária desenvolvido por Dickey Fuller (1979, 1981) é seu baixo poder. Isso significa que o teste de raiz unitária não consegue rejeitar a nula para uma infinidade de séries econômicas. Por essa razão, outros testes vêm sendo desenvolvidos. Um deles é o teste KPSS (seus autores Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin) idealizado em 1992. A hipótese nula é de estacionaridade de série, isto é, $H_0: Y_t I(0)$ contra $H_1: Y_t I(1)$. A ideia dos autores é usar o teste complementando os testes de raiz unitária. O argumento é que se pode, assim, distinguir a raiz unitária de séries cujos dados não são suficientemente conclusivos (BUENO, 2008).

Para entender o teste, assumamos que o processo gerador de dados é:

$$Y_t = X_t + u_t \quad (9)$$

em que $X_t = X_{t-1} + v_t, v_t$ i.i.d. $(0, \sigma^2)$ e u_t é um processo estacionário.

A idéia é testar a variância de passeio aleatório x_t . Se essa variância for nula, então o processo é estacionário. Nessa estrutura, a hipótese a ser testada é a seguinte:

$$H_0: \sigma^2 = 0 \text{ x } H_1: \sigma^2 > 0$$

Pode-se acrescentar uma tendência determinística ao modelo da seguinte forma:

$$Y_t = \mu + \delta_t + X_t + u_t \quad (10)$$

O procedimento usual, nesse caso, é:

1. Estimar a série em análise contra as variáveis determinísticas:

$$Y_t = \mu + \delta_t + e_t;$$

2. Calcular os resíduos dessa regressão, em todo t : $\hat{e}_t = Y_t - \hat{\mu} - \hat{\delta}_t$

3. Definir a soma parcial dos resíduos como: $S_t = \sum_{j=1}^t \hat{e}_j$

4. Usar teste de multiplicador de Lagrange, KPSS, assim estabelecido:

$$KPSS = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2 / T^2}{\hat{v}^2} \quad (11)$$

Em que v^2 é a variância de longo prazo, definida como no teste de Phillips e Perron:

$$\hat{v}^2 = \hat{\sigma} + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^M \Psi \left(\frac{j}{M+1} \right) \sum_{t=j+1}^T \hat{e}_t \hat{e}_{t-j};$$

$$\hat{\sigma}^2 = \left(\sum_{j=1}^T \hat{e}_t^2 \right) / (T) \quad (12)$$

Se Y_t é um processo estacionário, então S_t será $I(1)$ e o numerador de KPSS é um denominador da variância de S_t que, por sua vez, tem um limite assintótico. O termo no denominador assegura que a distribuição é livre de ruídos se, por outro lado, Y_t é $I(1)$, o numerador vai crescer sem limites, o que faz a estatística se tornar bastante grande.

Para visualizar melhor observe que:

$$e_t = x_t + u_t \quad (13)$$

Se a variância de x_t é positiva, então $x_t = x_0 + \sum_{j=1}^t v_j$

$$e_t = x_0 + \sum_{j=1}^t v_j + u_t \quad (14)$$

Substituindo-se essa equação em S_t , encontra-se:

$$S_t = \sum_{j=1}^t (x_0 + \sum_{h=1}^j v_h + u_j) \\ t x_0 + \sum_{j=1}^t \sum_{h=1}^j v_h + \sum_{j=1}^t u_j \quad (15)$$

É possível perceber aqui que S_t é, pelo menos, $I(1)$ em razão do termo $\sum_{j=1}^t u_j$. Tomando $\sum_{t=1}^T S_t^2$, obtém-se uma variável $I(2)$, que, ajustada por T^2 , resulta em uma distribuição limitada, caso a variância de x_t seja nula. Se não for, o termo $\sum_{j=1}^t \sum_{h=1}^j v_h$ fará com que a estatística KPSS exploda, e o teste resultará em um valor elevado, tornando impossível não rejeitar a nula.

O teste KPSS é definido com η , η_μ e η_τ , conforme se especifique o modelo sem constante ou tendência, com constante, ou com constante e tendência, respectivamente.

Conforme Bueno (2008), os modelos econômicos em geral são expressos por meio de diversas variáveis. Portanto o uso de modelos univariados é limitado para expressar modelos econômicos. O vetor auto-regressivo permite que se expressem modelos econômicos completos e se estimem o parâmetros desse modelo. É interessante observar que os modelos em VAR definem restrições entre as equações do modelo.

A análise de séries temporais pode utilizar os modelos AR (auto-regressivos) e VAR (vetor auto-regressivo) em sua versão multivariada; em casos de simultaneidade (via equações simultâneas), a metodologia também é recomendada por Sims (1980) que para o tratamento de séries macroeconômicas. A metodologia tem sido amplamente utilizada na

modelagem de outras séries econômicas, encontrando-se grande aplicação na análise dos mercados agrícolas (BUENO, 2008).

O trabalho realizado por Fett e Santos (1999) procurou analisar e determinar a causalidade de preços da maçã entre produtor, atacado e varejo do Rio Grande do Sul, utilizando o modelo de Sims-Bishop com dados que abrangem o período de janeiro de 1991 a dezembro de 1997. Os resultados mostraram uma relação unicausal na transmissão de preço no sentido do atacado para produtor e uma relação bicausal entre os níveis de atacado e produtor.

Fellipi e Waquil (1999) estudaram a transmissão de preços de batata-inglesa entre os níveis de mercado atacadista e varejista na Região Metropolitana de Porto Alegre entre o período de janeiro de 1988 e dezembro de 1997, utilizando o método de Sims-Bishop. Os resultados mostraram transmissão no sentido do setor atacadista para o setor varejista de forma fracionada em três períodos.

No trabalho desenvolvido por Bacchi (1995), a autora procura comprovar a causalidade entre os preços de bovino, suínos e frango, no estado de São Paulo, no período de janeiro de 1988 a dezembro de 1991. Os resultados mostraram que as variações no preço do frango causam variações no preço do bovino e suíno, que, conforme a autora, é compatível com a hipótese que tendência decrescente nos preços de bovinos e suínos, nos últimos anos estudados, deve-se a queda no preço do frango, que foi resultado do desenvolvimento tecnológico que ocorreu neste setor. A autora constatou, ainda, que no sentido do preço bovino para o preço suíno e frango, o teste F foi não significativo, mas a hipótese de transmissão não deve ser considerada, uma vez que foram encontrados valores significativos para alguns coeficientes dos valores futuros da variável explicativa. E, no sentido de preço do suíno para bovino e frango não foi identificada causalidade.

Amorim; Coronel & Sousa (2012) trata como relevante o desempenho da cesta básica como um dos instrumentos para avaliação do desenvolvimento socioeconômico e nutricional de uma região e a relevância da análise de integração de preços como forma de aumentar a eficiência alocativa no

mercado. Este estudo realizou testes econométricos buscando identificar a integração espacial entre o preço da cesta básica do Decreto-Lei 399/38 entre as capitais da Região Sul do Brasil. Os resultados do teste de raiz unitária mostraram que as séries de preços das cestas básicas do Decreto-Lei 399/38 são integradas de ordem 1. Verificou-se, com base no teste de cointegração de Johansen, que tanto no modelo bivariado como no modelo multivariado, as séries de preços em análise são co-integradas. Os resultados do teste de causalidade de Granger indicam que, no curto prazo, evidencia-se a transmissão do preço da cesta básica de Florianópolis para as demais capitais, enquanto que, no longo prazo, predomina a posição da cidade de Porto Alegre como grande influenciadora de preços. Vale destacar ainda, Curitiba como grande tomadora de preços dos outros mercados. Ademais, constata-se que, apesar das informações serem transmitidas rapidamente entre os agentes das capitais da Região Sul brasileira, não se confirma a presença da Lei do Preço Único nesses mercados, ou seja, essa transmissão dos preços da cesta básica não é repassada completamente de uma cidade para outra.

Carvalho, Scalco, Lima (2009) verificam o cumprimento da Lei do Preço Único (LPU) em mercados separados espacialmente, utilizando o enfoque de co-integração. Foram considerados os preços das cestas básicas nas quatro capitais da região Sudeste do Brasil. O teste de raiz unitária, mostrou que estas são integradas de mesma ordem e são co-integradas, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo. Outra constatação, decorrente da estimação de um modelo de correção de erros e da aplicação do Teste de Causalidade de Granger é que o preço da cesta básica da cidade de São Paulo Granger-cause os preços das demais cidades.

Silva e Saith (2012) analisaram a integração espacial e transmissão de preços da cesta básica nas três capitais da região sul - Curitiba-PR, Florianópolis-SC e Porto Alegre-RS - no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2011. Nas análises metodológicas foram utilizados testes de raiz unitária, teste de causalidade Granger, testes de cointegração de Johansen e, por fim, foram estimados modelos de Correção de Erro Vetorial (VEC). Com base nos modelos VEC pode-se concluir que existe alto grau de integração e que as

elasticidades dos preços de longo prazo são altas, embora existam desvios de curto prazo.

A metodologia VAR permite a decomposição da variância dos erros de previsão k períodos a frente, em percentagens a serem atribuídas a cada componente do sistema, podendo-se assim aferir o poder explanatório de cada variável sobre as demais. A decomposição da variância do erro de previsão é uma forma alternativa de medir os efeitos dos choques sobre as variáveis do modelo (BUENO, 2008).

O vetor auto-regressivo permite que se expressem modelos econômicos completos e se estimem os parâmetros entre as equações do modelo. É interessante observar que os modelos em VAR definem restrições entre as equações do modelo. Estudar essas restrições e usá-las para identificar os parâmetros estruturais do VAR constitui um objetivo fundamental da metodologia (BUENO, 2008).

Um ponto importante nos modelos de auto-regressão vetorial é considerar séries estacionárias, caso estas não sejam, torna-se necessário utilizar um modelo VAR em suas diferenças ou uma versão VEC – Erros corrigidos, quando se tem um vetor de co-integração (BUENO, 2008).

Sims (1980) e outros autores afirmam que o objetivo da análise no VAR não é a estimativa dos parâmetros, mas sim determinar as inter-relações entre as variáveis. Nesse caso, na presença de raiz unitária, sempre deve ser feita a diferenciação. Por outro lado, a diferenciação de variáveis pode camuflar a existência de co-integração. Se há co-integração, uma especificação mais adequada é um VAR nas diferenças aumentado por termos de correção de erros, o que constitui um modelo de correção de erro denominado Vetor de Correção de Erro (VEC) (BUENO, 2008).

De modo geral, pode-se expressar um modelo auto-regressivo de ordem p por um vetor com n variáveis endógenas, X_t , que estão conectadas entre si por meio de uma matriz A , conforme segue:

$$AX_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + \beta \varepsilon_t \quad (16)$$

Em que: A é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$, X_t ; β_0 é um vetor constante $n \times 1$; β_i são matrizes $n \times n$; β é uma matriz diagonal $n \times n$ de desvios-padrão; ε_t é um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é: $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } (0; I_n)$.

A equação (16) expressa às relações entre as variáveis endógenas, frequentemente decorrentes de um modelo econômico teoricamente estruturado, e por isso chama-se forma estrutural. Os choques ε_t são denominados choques estruturais porque afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas. Os choques estruturais são considerados independentes entre si porque as inter-relações independência dos choques dá-se sem perda de generalidade.

Por causa da endogeneidade das variáveis, esse modelo é normalmente estimado em sua forma reduzida, isto é, estima-se o seguinte modelo:

$$X_t = A^{-1}\beta_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}\beta_i X_{t-1} + A^{-1}\beta\varepsilon_t$$

$$\Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-1} + e_t, \quad (17)$$

$$\text{Em que } \Phi_i = A^{-1}\beta_i, i = 0, 1, \dots, p, \beta\varepsilon_t \equiv Ae_t$$

É conveniente visualizar melhor esse modelo por meio de um exemplo bivariado de ordem 1, inspirado em Enders (2004). A partir dessa simplificação, uma série de resultados intuitivos que valem para modelos de ordem maior pode ser desenvolvida, facilitando o entendimento da metodologia. Considere então o seguinte modelo bivariado:

$$Y_t = b_{10} - a_{12z_t} + b_{11}Y_{t-1} + b_{12z_{t-1}} + \sigma_v\varepsilon_{yt}$$

$$Y_t = b_{10} - a_{12z_t} + b_{11}Y_{t-1} + b_{12z_{t-1}} + \sigma_v\varepsilon_{yt}$$

$$Y_t = b_{10} - a_{12z_t} + b_{11}Y_{t-1} + b_{12z_{t-1}} + \sigma_y\varepsilon_{yt};$$

$$Z_t = b_{20} - a_{21z_t} + b_{21}Y_{t-1} + b_{22z_{t-1}} + \sigma_z\varepsilon_{zt};$$

Trata-se de uma especificação inicial bem razoável, pela qual as variáveis são mutuamente influenciadas uma pela outra, tanto contemporaneamente como pelos seus valores defasados. Esse modelo não pode ser estimado diretamente, já que ambas as variáveis contemporâneas, Z_t e Y_t são individualmente correlacionadas com os erros ϵ_{yt} ou ϵ_{zt} , respectivamente. Isso ocorre porque cada uma dessas variáveis depende contemporaneamente da outra (efeito *feedback*). O objetivo do VAR é desenvolver técnicas para evitar esse problema, visando-se encontrar a trajetória da variável de interesse ante um choque nesses erros, ou seja, um choque estrutural (BUENO, 2008).

As hipóteses assumidas para esse modelo são:

- a) Y_t e Z_t são ambas estacionárias;
- b) $\epsilon_{yt} \sim RB(0,1)$ e $\epsilon_{zt} \sim RB(0,1)$
- c) $\epsilon_{yt} \perp \epsilon_{zt} \longrightarrow Cov(\epsilon_{yt}, \epsilon_{zt}) = 0$

A forma reduzida desse modelo simplificado é:

$$X_t = \phi_0 + \phi_1 X_{t-1} + e_t \quad (18)$$

$$\phi_0 = A^{-1}\beta_0; \phi_1 \equiv A^{-1}\beta_1;$$

$$Ae_t \equiv \beta\epsilon_t$$

A condição de estabilidade é ter os autovalores de $(I - \phi_{LL})$ fora do círculo unitário. Observe que nessa especificação não existem problemas em se estimar o VAR, já que os erros transformados, e_t não estão correlacionados com os regressores, não são autocorrelacionados, mas são contemporaneamente correlacionados entre si. De fato é muito importante entender os erros compostos, e_t , para extrair maneiras de identificar os parâmetros adicionais que faltam (BUENO, 2008). Observe que:

$$\begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \equiv A^{-1}\beta\epsilon_t = \begin{pmatrix} \frac{(\sigma_y\epsilon_{yt} - a_{12}\sigma_z\epsilon_{zt})}{(1 - a_{12}a_{21})} \\ \frac{(\sigma_z\epsilon_{zt} - a_{21}\sigma_y\epsilon_{yt})}{(1 - a_{12}a_{21})} \end{pmatrix}$$

Dessa forma, é fácil perceber que:

$$E(et) = 0;$$

$$\begin{aligned} & (|y + \sigma_{12}^2 \sigma_z^2) / (1 - a_{12} a_{21})^2 \\ & - (a_{21} \sigma_y^2 + a_{12} \sigma_z^2) / (1 - a_{12} a_{21})^2 \sigma^2 \\ & - (a_{21} \sigma_y^2 + a_{12} \sigma_z^2) / (1 - a_{12} a_{21})^2 (|z + \sigma_{21}^2 \sigma_y^2) / (1 - a_{12} a_{21})^2 \\ & Cov(et) \equiv \sum \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} = [\] \end{aligned}$$

Os erros não são autocorrelacionados, pois:

$$\begin{aligned} & \frac{\sigma_i \epsilon_{it} - a \sigma_i \epsilon_{i(t-j)}}{1 - a_{12} a_{21}} \\ & () \left(\frac{\sigma_i \epsilon_{i(t-j)} - a \sigma_i \epsilon_{i(t-j)}}{1 - a_{12} a_{21}} \right) = 0 \\ & \begin{matrix} \epsilon_{it}, \epsilon_{i(t-j)} = E \\ Cov \end{matrix} \end{aligned}$$

$l = y, z; j \neq 0; a = a_{12}, a_{21}; \sim$ representa negação

Assim, existe correlação contemporânea nos erros da regressão da forma reduzida. Mais tarde, esse fato será usado para identificar os parâmetros do modelo estrutural. De fato, ao estimar o modelo na forma reduzida, perdem-se informações a tal ponto que, sem algumas hipóteses, normalmente decorrentes da teoria econômica, é impossível identificar os parâmetros estruturais, ou seja, é impossível recuperar os parâmetros do modelo original (BUENO, 2008).

Com base na especificação do modelo VAR (vetor auto-regressivo) aborda-se: como selecionar a ordem *p-value* de um modelo VAR? Que critérios podem ser utilizados nessa tarefa? Trata-se de uma tarefa difícil, porque certamente a defasagem necessária para obter “resíduos brancos” com relação à primeira variável endógena, na prática, é um evento muito difícil, pois há uma

probabilidade bastante alta de que a autocorrelação de uma determinada variável seja diferente de zero mesmo se *p-value* for alto. Isso acontece porque probabilisticamente 5% dos valores estimados estariam fora do intervalo de confiança. Em contraste, usar um *p-value* muito alto, em um modelo altamente complexo em que se estimam muitos coeficientes cruzados, torna o poder do teste estatístico bastante deficiente. Em suma, bom senso e parcimônia devem ser utilizados nesse processo, embora haja alguns procedimentos objetivos a seguir, conforme discute-se agora (BUENO, 2008).

Imediatamente, como no caso univariado, pode-se usar o critério de informação para definir a ordem de defasagem do modelo VAR. Considere um VAR (m), em que $m = 0, 1, 2, \dots, p\text{-value max}$. O problema é escolher a ordem *p-value* que minimiza a seguinte fórmula geral do critério de informação:

$$\begin{aligned} Cr(m) &= \ln \frac{\sum V + c_T \bar{\varphi}(m)}{\hat{\Sigma}} \\ \hat{\Sigma} &= \frac{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t'}{T} \end{aligned} \quad (19)$$

c_T é uma sequência que depende do tamanho da amostra;

$\varphi(m)$ é uma função que penaliza VAR de grandes ordens. Por exemplo, $\varphi(m)$ pode representar o número de parâmetros estimados no modelo VAR:

A versão multivariada dos critérios AIC, BIC E HQ é uma generalização da versão univariada da seguinte forma:

$$AIC(m) = \ln |\hat{\Sigma}(m)| + 2/Tmn^2;$$

$$BIC(m) = \ln |\hat{\Sigma}(m)| + \ln T/Tmn^2;$$

$$HQ(m) = \ln |\hat{\Sigma}(m)| + \ln \ln T/T2mn^2$$

em que mn^2 é o número total de parâmetros estimados em todas as equações.

De novo, o critério AIC superestima assintoticamente a ordem do VAR com probabilidade positiva, ao passo que os dois últimos critérios estimam a ordem consistentemente sob hipóteses bem gerais, se o processo gerador de dados tiver uma ordem finita no VAR e se $p\text{-value max} > p\text{-value}$, em que *p-value* é a verdadeira ordem do modelo (BUENO, 2008).

Há uma outra maneira de escolher a ordem de defasagem, seguindo a idéia dos modelos univariados, em que se aplicam teste seqüenciais para definir a ordem p do modelo VAR. Para começar, estabeleça o p -value max e considere $H_0: \Phi p\text{-value max} = 0$ x $H_1: \Phi p\text{-value max} \neq 0$. Se o teste não for rejeitado, repete-se o procedimento considerando-se $p\text{-value max} - 1$. Quando a nula for rejeitada, terá sido encontrada a ordem de defasagem do modelo (BUENO, 2008).

O problema desse procedimento é estabelecer $p\text{-valoue max}$. Se $p\text{-value max}$ é muito pequeno, os resíduos estimados não serão um ruído branco, quando se fizerem os testes sobre eles, pós-estimação. Contudo, se $p\text{-value max}$ é muito grande, o impacto sobre a probabilidade de erros como um todo poderá ser severamente afetado, de modo que é difícil confiar nos intervalos de confiança gerados. Pode-se confiar apenas parcialmente nesse teste, porém, como já foi mencionado, nada substituirá o bom senso do pesquisador para definir quais parâmetros serão considerados insignificantes. Procurando esclarecer melhor esse assunto, quando há muitos parâmetros estimados, resultante de um excesso de defasagens, então a matriz de covariância dos parâmetros tende a gerar intervalos de confiança bastante largos, conduzindo a erros do tipo II⁴ (BUENO, 2008).

Bueno (2008) ainda colabora em sua literatura que os testes de hipóteses do modelo VAR são semelhantes tanto para modelos multivariados como para o caso univariado. A diferença é que, em vez de calcular a soma dos quadrados dos resíduos, calcula-se o determinante da matriz de covariância dos resíduos do modelo restrito.

Para iniciar o teste, convém explicitar o modelo geral, com p defasagens, uma constante e g variáveis exógenas, conforme a equação a seguir:

$$X_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + GZ_t + e_t \quad (20)$$

⁴ É aceitar a hipótese nula do teste quando a mesma é falsa (β).

Uma vez especificado o modelo não restrito, estabelecem-se quais as restrições a serem impostas e seguem-se os procedimentos de teste:

1. Estima-se o modelo sem restrição e calcula-se a matriz de covariância dos resíduos, denotada por $\sum u$. Essa matriz tem a mesma dimensão do número de variáveis endógenas ou que compõem o vetor X_t .
2. Em seguida, estima-se o modelo com restrição, excluindo $k \leq g$ variáveis exógenas e/ou m defasagens e, calcula-se a matriz de covariância dos resíduos $n \times n$: $\sum r$;
3. Calcula-se a razão de verossimilhança da seguinte forma:

$$LR = \frac{\log |\sum r| - \log \sum u}{(T - c)}$$

em que T é o número de observações utilizadas na regressão;

$c = 1 + g + n_p$ é o número de parâmetros estimados em cada equação do sistema não restrito, incluindo a constante e as variáveis exógenas;

$r = mn^2 + kn$ é o número de restrições no sistema

Quando o modelo contém variáveis determinísticas, a distribuição dos parâmetros dessas variáveis também não é convencional e, portanto, certas hipóteses não podem ser testadas (BUENO, 2008).

No entanto, se séries de tempo não estacionárias têm uma dinâmica em comum, pode-se especificar um modelo VAR mais completo denominado modelo de vetor de correção de erros – VECM. Esse modelo possui significado econômico, pois pode-se dizer que suas variáveis, em virtude da dinâmica comum, têm um componente de longo prazo e um de curto prazo (BUENO, 2008).

Johansen propõe um teste para definir o posto da matriz Φ e, assim, estimar os vetores de cointegração contidos na matriz β . Sua metodologia é interessante porque é empreendida simultaneamente à estimação do modelo de cointegração. Isto é, metodologia de Johansen permite a estimação do VECM simultaneamente aos vetores de cointegração (BUENO, 2008).

Mesmo definindo o posto de Φ , pode não ser possível identificar α e β ⁵. Por isso propõe-se uma normalização aos vetores de cointegração, de forma a restringir as possibilidades que essas matrizes podem assumir.

A idéia de Johansen é usar a configuração multivariada e procurar o posto da matriz Φ de uma forma bastante inteligente. Para identificar o posto, Johansen propõe dois testes, baseados em uma estimação de máxima verossimilhança com restrição (BUENO, 2008).

Entretanto, é possível entender os testes mais intuitivamente. Essencialmente, Φ é uma matriz $n \times n$, cujo posto é $r < n$, se houver cointegração. Se o posto da matriz for nulo, então não existe cointegração e as variáveis são não estacionárias. A idéia do posto nulo é análoga a idéia de raiz unitária no modelo univariado. Naquele caso, o coeficiente que multiplicava Y_{t-1} era nulo ante a presença de raiz unitária. No caso multivariado, posto nulo significa que a matriz $\Phi = 0$, portanto trata-se de uma raiz unitária multivariada.

Sabendo que o determinante de uma matriz é o produto de seus autovalores e imaginando que o posto de Φ está entre 0 e n , então é possível afirmar que Φ terá r autovalores diferentes de zero e $n-r$ autovalores iguais a zero. O problema, portanto, é encontrar esses autovalores (BUENO, 2008).

Para estabelecer o teste, convém, neste momento, introduzir variáveis determinísticas ao modelo, uma vez que os valores críticos dependem da configuração dessas variáveis. As variáveis determinísticas farão parte da variável X_t no nível do vetor de cointegração:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \delta' dt + \epsilon_t \quad (21)$$

em que $d_t = [1, t]'$ é um vetor com variáveis determinísticas e que poderia incluir também *dummies* sazonais ou outras variáveis determinísticas;

δ é uma matriz de coeficiente, cuja dimensão é compatível com dt , nesse caso com dimensão $2 \times n$.

Reescrevendo o modelo anterior na forma VECM, obtém-se:

⁵ As matrizes α e β não podem ser identificáveis, pois qualquer matriz F não singular resulta: $\Phi = \alpha F (F^{-1}) \beta'$, em que F é uma matriz $r \times r$. Para a normalização a matriz F será tal que representa o inverso do menor principal de β de dimensão $r \times r$. Isto é, a matriz F é utilizada para normalizar os vetores de cointegração.

$$\Delta X = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Delta_i \Delta X_{t-i} + \delta' dt + \epsilon_t \quad (22)$$

Baseado na contextualização de Bueno (2008), maximizando essa especificação com restrição sobre a matriz de covariância, é possível obter os autovalores da matriz Φ . Esses autovalores podem ser ordenados, sem perda de generalidade, do maior para o menor: $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$, cada um deles correspondente a um determinado autovetor que será associado aos vetores de cointegração contidos β . Do ponto de vista prático, o pacote econométrico a ser utilizado calculará os autovalores e os ordenará, bem como procederá ao teste com o respectivo valor crítico, já que a distribuição do teste, assim como no caso raiz unitária, não é convencional. A partir desse ponto, há dois testes que podem ser empreendidos, ambos designados por Johansen.

O primeiro teste é o do traço, que assume como hipótese nula a existência de r^* vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de $r > r^*$ vetores.

Formalmente:

$$H_0: r \equiv r^* \quad H_1: r > r^*$$

A estatística do teste é dada por:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (23)$$

A lógica do teste é a seguinte. O posto da matriz Φ é igual ao número de suas raízes características diferentes de zero. Se não existe cointegração, então os autovalores obtidos serão próximos a zero, denotando não-estacionariedade ou instabilidade da matriz Φ e, $\ln(1 - \lambda_i) \approx 0$. Se isso acontece, a estatística do traço resulta em valores pequenos, de tal modo que não se pode rejeitar a nula. Se, por outro lado λ_i é significativamente diferente de zero então $\ln(1 - \lambda_i)$ será negativo. A estatística terá um valor alto, e a nula será rejeitada em favor da alternativa.

O teste é crescente, ou seja, inicia-se com a soma de n "logs" de 1 menos o autovalor, admitindo-se inicialmente que $r^* = 0$. Rejeitando-se a hipótese nula, significa que há mais de um veto de cointegração. Então, parte-

se para a soma dos $n - 1$ “logs” de 1 menos os autovalores correspondentes, até que não se rejeite mais a hipótese nula de que há r^* vetores de cointegração.

A distribuição desse teste é um processo de difusão, ou seja, é uma distribuição convencional. O segundo teste é o de razão de verossimilhança, aparentemente com resultados mais robustos que o anterior, mas também com distribuição não convencional. A hipótese nula desse teste é que existem r^* vetores de cointegração; a hipótese alternativa é que existem r^* vetores de cointegração, a hipótese alternativa é que existem r^*+1 vetores de cointegração:

$$H_0: r = r^* \quad H_1: r = r^* + 1$$

A estatística do teste é dada por:

$$LR(r) = -\ln(1 - \lambda_{r+1})$$

No fundo, é um teste que verifica qual o máximo autovalor significativo que produz um vetor de cointegração. Esse autovalor máximo correspondente ao vetor de cointegração r^* mostra que há r^* vetores de cointegração. Como o teste anterior, é um teste crescente. Rejeitar H_0 significa que há mais de um vetor de cointegração. Não rejeitar H_0 que há r^* vetores de cointegração (BUENO, 2008).

É preciso determinar cuidadosamente o modelo de cointegração a ser testado e a ordem de defasagens dos componentes auto-regressivos. Para determinar a ordem de defasagem, é preciso combinar, simultaneamente, o melhor critério de informação com a ausência de autocorrelação dos resíduos. O procedimento padrão pode ser usado aqui: determinar o menor valor de algum critério de informação a partir de uma defasagem máxima e verificar se a autocorrelação dos resíduos é nula para todas as variáveis (BUENO, 2008).

O problema maior é determinar o modelo de cointegração, pois há cinco possibilidades. As possibilidades relacionam-se à existência de constante e tendência no nível do vetor X_t e no vetor de cointegração. Formalmente, os casos são listados a seguir e, a partir da definição de qual deles cabe usar, definem-se os valores críticos a consultar.

Caso 1: Ausência de intercepto e tendência tanto no vetor de cointegração quanto no nível de X_t , nesse caso, tem-se:

$$\Phi X_{t-1} + \delta' dt = \alpha \beta' X_{t-1}$$

Caso 2: Há intercepto apenas no vetor de cointegração. Nesse caso tem-se:

$$\Phi X_{t-1} + \delta' dt = \alpha (\beta' X_{t-1} + \mu_0)$$

em que μ_0 é um vetor $r \times 1$ de constantes.

Caso 3: Há intercepto no vetor de cointegração e tendência linear no nível de X_t , nesse caso tem-se:

$$\Phi X_{t-1} + \delta' dt = \alpha (\beta' X_{t-1} + \mu_0) + \delta_0$$

em que δ_0 é um vetor $r \times 1$ de constantes.

Caso 4: Há intercepto no vetor de cointegração e tendência no vetor de cointegração e no nível. Nesse caso, tem-se:

$$\Phi X_{t-1} + \delta' dt = \alpha [\beta' X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1 (t-1) + \delta_0]$$

Em que μ_1 é um vetor $n \times 1$ de constantes

Caso 5: Há intercepto e tendência linear no vetor de cointegração e tendência quadrática no nível. Então, tem-se:

$$\beta' X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1 (t-1) + \delta_0 + \delta_{1t}$$

$$\Phi X_{t-1} + \delta' dt = \alpha$$

em que δ_1 é um vetor $n \times 1$ de constantes

Especificando o modelo em sua formulação completa, tem-se, portanto:

$$\Delta X_t = \alpha \{ \beta' [X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1 (t-1)] \} + (\delta_0 + \delta_{1t}) + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (24)$$

Com essa especificação, os seguintes modelos são possíveis:

1. Sem termos determinísticos: $\mu_0 = \mu_1 = \delta_0 = \delta_1 = 0$
2. Constante dentro do vetor de cointegração: $\mu_0 \neq 0, \mu_1 = \delta_0 = \delta_1 = 0$
3. Constante dentro e fora do vetor de cointegração: $\mu_0, \delta_0 \neq 0, \mu_1 = \delta_1 = 0$
4. Constante dentro e fora do vetor de cointegração e tendência dentro do vetor: $\delta_0, \mu_1, \mu_2 \neq 0, \delta_1 = 0$;

5. Constante dentro e fora do vetor de cointegração e tendência dentro e fora do vetor: $\delta_0, \delta_1, \mu_1, \mu_2 \neq 0$.

O primeiro é o caso em que não há intercepto no vetor de cointegração, mas tendência linear no nível. Nessa situação, é preciso observar que os elementos de X_t têm todos uma tendência linear, de modo que a combinação entre seus elementos deverá resultar em constantes, ou mesmo não eliminar a tendência linear, como ocorre no caso 3. Argumento semelhante poderá ser invocado se o leitor se perguntar se não é possível ter tendência quadrática no nível e apenas constante no vetor de cointegração. Finalmente, é preciso observar que os casos abarcam todas as possibilidades de regressos para que não haja omissão de variável relevante. Assim, estimar um modelo com dois regressores do que, de fato, é necessário não constitui problema (BUENO, 2008).

O aspecto mais interessante do procedimento de Johansen é poder testar hipóteses de formas restritas do vetor de cointegração. Isso é possível porque, se há r vetores de cointegração, apenas essas r combinações lineares de variáveis são estacionárias. Assim, reestimando os modelos impondo as restrições desejadas e se elas são “folgadas” (ou não são “justas”), então o número de vetores de cointegração não deve diminuir (BUENO, 2008).

Assim, estime o modelo restrito e não restrito. Obtenha os autovalores de cada modelo, respectivamente ordenados como $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ e $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$. A estatística do teste será por

$$2J = -T \sum_{i=r+1}^n \ln \left(\frac{1 - \hat{\lambda}_i}{1 - \hat{\lambda}_r} \right)$$

A intuição é que autovalores de cada uma das regressões devem ser próximos se a restrição imposta for verdadeira. Dessa forma, baixos valores de J implicam a rejeição de hipóteses nula representada pela imposição de restrições sobre as matrizes α e β .

A estimação por Máximo Verossimilhança fornece alguns detalhes sobre como obter o posto da matriz Φ , baseada na exposição de Patterson (2000), Maddala e Kim (1998) e em suas referências. Considere, assim, o modelo VAR completo:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \delta'_{dt} + e_t \quad (25)$$

Em que e_t *i.i.* $N(0; \Sigma)$.

Esse modelo pode ser escrito na forma de vetor de correção de erros, e o problema é estimar o modelo por máximo verossimilhança sujeito à restrição de posto incompleto: $\Phi = \alpha\beta'$:

$$\Delta X_t = \alpha\beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta X_{t-i} + \delta'_{dt} + e_t \quad (26)$$

Patterson sugere renomear algumas variáveis para tornar mais fácil a exposição. Imagine, inicialmente, para facilitar a notação, uma amostra com $T + p$ observações começando em $-p + 1$. Os primeiros valores são usados como valores iniciais do modelo. Assim, considere o vetor de variável explicada $\gamma_{0t} \equiv \Delta X_t$, o vetor $\gamma_{1t} \equiv \Delta X_{t-1}$, a matriz de variáveis explicativas

$\begin{bmatrix} \Delta X \\ [t - 1 \Delta X_{t-2} \dots \Delta X_{t-p+1} dt]' \\ \gamma_{2t} \equiv \end{bmatrix}$ e a matriz de coeficientes

$\Lambda = [\lambda_1 \lambda_2 \dots \lambda_{p-1} \delta']'$. Portanto, o modelo VECM pode ser reescrito simplificadaamente:

$$\gamma_{0t} = \alpha\beta' \gamma_{1t} + \Lambda \gamma_{2t} + e_t \quad (27)$$

Ou seja, o problema é maximizar a função de verossimilhança, em que há restrições não-lineares de parâmetros, dadas por:

$$\ln L(\alpha, \beta, \Lambda, \Sigma) = \frac{-T}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T e_t' \Sigma^{-1} e_t$$

As condições de primeira ordem desse modelo com relação a Λ são:

$$0 = \sum_{t=1}^T (\gamma_{0t} - \alpha\beta' \gamma_{1t}) \gamma_{2t}' \rightarrow \sum_{t=1}^T \gamma_{0t} \gamma_{2t}' = \alpha\beta' \sum_{t=1}^T \gamma_{1t} \gamma_{2t}' + \Lambda \sum_{t=1}^T \gamma_{2t} \gamma_{2t}'$$

em que $\tilde{\Lambda}$ é uma estimativa de Λ .

Renomeando as variáveis, para facilitar a exposição, como

$$\Pi_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T r_{it} r'_{jt}}{T}$$

A equação anterior pode ser reescrita como:

$$\Pi_{02} = \alpha\beta' \Pi_{12} + \lambda \Pi_{22}$$

Portanto, pode-se obter $\tilde{\lambda}$ pós-multiplicando ambos os lados da equação anterior por Π_{22}^{-1} e rearranjando os termos adequadamente:

$$\lambda = \Pi_{02} \Pi_{22}^{-1} - \alpha\beta' \Pi_{12} \Pi_{22}^{-1}$$

Por razões que ficarão mais claras logo adiante, considere ainda as seguintes regressões lineares auxiliares:

1. γ_{0t} contra γ_{2t} isto é, regrida:

$$\gamma_{0t} = B\gamma_{2t} + r_{0t} \rightarrow \hat{\beta} = (\gamma_{0t} \gamma'_{2t}) (\gamma_{2t} \gamma'_{2t})^{-1} = \Pi_{02} \Pi_{22}^{-1}$$

e obtenha os resíduos estimados $\hat{r}_{0t} = \gamma_{0t} - \Pi_{02} \Pi_{22}^{-1} \gamma_{2t}$

2. γ_{1t} e γ_{2t} e obtenha os resíduos estimados $\hat{r}_{1t} = \gamma_{1t} - \Pi_{12} \Pi_{22}^{-1} \gamma_{2t}$.

Obtenha da equação (27) que:

$$\hat{e}_t = \gamma_{0t} - \alpha\beta' \gamma_{1t} - (\Pi_{02} \Pi_{22}^{-1} - \alpha\beta' \Pi_{12} \Pi_{22}^{-1}) \gamma_{2t}$$

$$\gamma_{0t} - \Pi_{02} \Pi_{22}^{-1} \gamma_{2t} - \alpha\beta' (\gamma_{1t} - \Pi_{12} \Pi_{22}^{-1} \gamma_{2t})$$

$$\hat{r}_{0t} - \alpha\beta' \hat{r}_{1t}.$$

Esse resultado é importante para mostrar que não é necessário calcular $\tilde{\lambda}$ para obter \hat{e}_t . Desse modo, as quantidades \hat{r}_{0t} e \hat{r}_{1t} podem ser obtidas pelas regressões auxiliares e, assim, podem-se estimar α e β . A partir desse resultado, o problema se torna maximizar a seguinte função de verossimilhança concentrada:

$$\ln L(\alpha, \beta, \Sigma) = \frac{-T}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\hat{r}_{0t} - \alpha\beta' \hat{r}_{1t})' \Sigma_t^{-1} (\hat{r}_{0t} - \alpha\beta' \hat{r}_{1t}).$$

Equivalentemente a maximizar essa função, pode-se empreender a regressão por mínimos quadrados ordinários entre \hat{r}_{0t} e \hat{r}_{1t} . Uma forma operacional de fazer isso é estimar α , para um dado β . Isto é, estimar:

$$\hat{r}_{0t} = \alpha(\beta' \hat{r}_{1t}) + \hat{e}_t \rightarrow$$

$$\hat{\alpha}(\beta) = \left[\left(\sum_{t=1}^T \hat{r}_{0t} \tilde{r}'_{1t} \right) \beta \right] \left[\beta' \left(\sum_{t=1}^T \hat{r}_{1t} \tilde{r}'_{1t} \right) \beta \right]^{-1}$$

Em que: $S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{r}_{it} \tilde{r}'_{jt}, j = 0,1$

Agora, o problema é estimar a matriz a covariância a partir das quantidades obtidas até o momento. Isso pode ser feito com as estimativas anteriores, da seguinte forma, notando-se apenas que $S_{ij} = S'_{ji}$.

$$\hat{r}_{0t} - \alpha(\beta' \hat{r}_{1t}) \left(\hat{r}_{0t} - \alpha(\beta' \hat{r}_{1t}) \right) \left[\beta' \hat{r}_{1t} \right]$$

$$\hat{\Sigma}(\beta) = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{e}_t \hat{e}'_t}{T} =$$

$$\frac{\sum_{t=1}^T \hat{r}_{0t} \hat{r}'_{0t} - \hat{\alpha}(\beta' \hat{r}_{1t}) \hat{r}'_{0t} - \hat{r}_{0t} \hat{r}'_{1t} \beta \tilde{\alpha}' + \hat{\alpha}(\beta' \hat{r}_{1t}) \hat{r}'_{1t} \beta \tilde{\alpha}'}{T}$$

$$S_{00} - \hat{\alpha} \beta' S_{10} - S_{01} \beta \tilde{\alpha}' + \hat{\alpha} \beta' S_{11} \beta \tilde{\alpha}'$$

$$S_{00} - S_{01} \beta (\beta' S_{11} \beta)^{-1} \beta' S_{10} - S_{01} \beta (\beta' S_{11} \beta)^{-1} \beta' S'_{10} + S_{01} \beta (\beta' S_{11} \beta)^{-1} \beta' S_{11} \beta (\beta' S_{11} \beta)^{-1} \beta' S'_{10}$$

$$\ddot{\Sigma}(\beta) = S_{00} - S_{01} \beta (\beta' S_{11} \beta)^{-1} \beta' S_{10}$$

De novo, o objetivo dessas contas foi o de desaparecer com $\hat{\alpha}(\beta)$, uma vez que, para obtê-lo, é preciso ter β . Entretanto, essa matriz ainda não foi estimada. Porém, partindo da última derivação, pode-se encontrar β a partir da maximização da verossimilhança em β da seguinte função:

$$L(\beta)^{-2/T} = \hat{\Sigma}(\beta) \vee$$

Para prosseguir, convém lembrar um resultado devido a Johansen (1991) pelo qual a matriz de covariância amostral de $|\hat{r}_{0t} \hat{r}'_{1t} \beta|'$, S, é dada por:

$$S = \begin{bmatrix} S_{00} & S_{01} \beta \\ \beta' S_{10} & \beta' S_{11} \beta \end{bmatrix}$$

Trata-se de uma matriz quadrada com submatrizes também quadradas e não singulares. Assim, pelas regras 5 e 6 de Lütkepohl (2005, p.660), se:

$$A = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix}$$

Então, se A_{11} e A_{22} são matrizes quadradas não singulares, vale:

$$|A| = |A_{22}| |A_{11} - A_{12} A_{22}^{-1} A_{21}| = |A_{11}| |A_{22} - A_{21} A_{11}^{-1} A_{12}| \rightarrow$$

$$\frac{A_{22} - A_{21} A_{11}^{-1} A_{12}}{|A_{22}|} \vee \frac{|A_{11} - A_{12} A_{22}^{-1} A_{21}|}{|A_{11}|} = |A_{11}|$$

Conseqüentemente, o problema de estimação é equivalente a maximizar:

$$\begin{aligned} & \beta' S_{11} \beta \vee \\ & |S_{00}| \vee \beta' (S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}) \beta \vee - \\ & \beta' S_{11} \beta \vee = \\ & |S_{00}| \vee \beta' S_{11} \beta - \beta' S_{10} S_{00}^{-1} S_{01} \beta \vee - \end{aligned}$$

é equivalente a maximizar a raiz característica da equação $A_2 - \lambda A_1 \vee$. Assim, fazendo $A_1 = S_{11}$ e $A_2 = S_{00} S_{00}^{-1} S_{01}$, o problema se torna encontrar o autovalor de $|S_{10} S_{00}^{-1} S_{01} - S_{11} \lambda| = 0$ ou, equivalente, $|S_{11}^{-1} S_{10} S_{00}^{-1} S_{01} - I \lambda| = 0$.

Se os autovalores de A são λ_i , então os autovalores de $I - A$ são $1 - \lambda_i$. Logo, se λ_i é o autovalor que resolve a equação anterior, $1 - \lambda_i$, $i=1,2, \dots, n$ são os autovalores que resolvem $(I - S_{11}^{-1} S_{10} S_{00}^{-1} S_{01})$, isto é, resolvem o seguinte problema:

$$|(I - S_{11}^{-1} S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}) - \lambda I| = 0$$

O valor do determinante de uma matriz é igual ao produto dos autovalores. Logo, é forçoso concluir que:

$$\begin{aligned} (I - S_{11}^{-1} S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}) &= \\ S_{11}^{-1} \vee S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} & \\ (1 - \lambda_i) &= \\ \prod_{i=1}^n & \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& S_{00} V \\
& S_{00} - S_{10} S_{11}^{-1} S_{01} V - \\
& S_{11} V = \\
& S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01} V -
\end{aligned}$$

em que a última igualdade foi obtida aplicando-se as regras 5 e 6 de Lütkepohl de novo. Portanto, mas $L(\beta)^{-2/T} = \hat{\Sigma}(\beta) V$ será dado por:

$$L_{max}^{-2/T} = |S_{00}| \prod_{i=1}^n (1 - \lambda_i)$$

Os autovalores são, em seguida, ordenados do maior para o menor: $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$. A cada autovalor é associado um autovetor correspondente às colunas da matriz β . Porém, se o posto da matriz Φ for r , então só os r primeiros autovetores corresponderão aos vetores de cointegração. Isto é, os autovetores associados aos r autovalores definirão a matriz $\hat{\beta} = [\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_r]$, que é uma matriz $n \times r$.

O teste de razão de verossimilhança pode ser obtido estimando-se as funções restrita e não restrita:

$$\begin{aligned}
L_{max}^{-2/T} &= |S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \lambda_i); \\
L_{max}^{-2/T} &= S_{00} V \prod_{i=1}^n (1 - \lambda_i)
\end{aligned}$$

A estatística do teste é dada, então, por;

$$\exp(\lambda_{tr}) = \frac{|S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \lambda_i)}{|S_{00}| \prod_{i=1}^n (1 - \lambda_i)} = \frac{1}{\prod_{i=r+1}^n (1 - \lambda_i)} \rightarrow \lambda_{tr} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$$

O modelo de correção de erros, entende-se para possibilitar a existência de muitas variáveis endógenas na presença de diversos vetores de cointegração, culminando com a descrição completa do modelo vetor de correção de erros, VECM (BUENO, 2008).

O modelo vetor de correção de erros é uma versão mais completa do VAR. a idéia básica é o que VAR com variáveis não estacionárias, mas diferenciadas, omite variáveis relevantes. O VECM corrige esse problema. Para entendê-lo, considere o modelo multivariado VAR no nível, ignorando a possível existência de constante:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + e_t$$

Esse é o modelo multivariado em que cada X_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas. A ordem p de defasagem pode ser escolhida de tal maneira que os resíduos estimados sejam não autocorrelacionados entre si ou de acordo com o critério Schwarz.

Pode-se reescrever a equação anterior mais convenientemente da seguinte maneira:

$$[I - (\phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \phi_p L^p)] X_t = e_t \rightarrow \phi(L) X_t = e_t$$

Observe, em particular, que, quando $L = 1$, então:

$$\phi(1) = [I - (\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p)] \equiv -\phi$$

Essa formulação será adequada daqui a pouco, quando serão apresentadas algumas definições e teoremas que ajudarão a determinar o VECM. O polinômio característico de $\phi(L)$ é dado por:

$$\phi(Z) = I - \sum_{i=1}^p \phi_i Z^i$$

Em que Z é uma matriz diagonal com n elementos.

O termo $\phi(Z)$ vai ajudar a determinar a existência ou não de raiz unitária e a quantidade de vetores de cointegração a partir do seu posto. O polinômio característico tem o mesmo significado do caso univariado, em que, para que haja estacionariedade, todos os autovalores da matriz ϕ devem estar fora do círculo unitário.

Segundo Bueno (2008), no caso multivariado, há alterações na forma de obter determinados resultados análogos ao caso univariado, porém as idéias fundamentais são idênticas e usadas para explicar os resultados de forma mais intuitiva. Assim, sabe-se da álgebra linear que, se o determinante de uma

matriz é nulo, seu posto não é pleno. Isto é $|\Phi(l)| = 0 \rightarrow \text{posto}(\Phi) < n$, ou seja, o processo tem uma raiz unitária, de forma que $\Phi(Z)$ pode ser fatorada de tal maneira que:

$$\Phi(Z) = (1 - Z)(I - \lambda_1 Z)(I - \lambda_2 Z) \dots (I - \lambda_{p-1} Z)$$

O posto de uma matriz é o número de linhas ou colunas independentes dessa matriz. O posto será sempre menor ou igual ao menor número entre colunas e linhas. Ou seja, para uma matriz qualquer A com dimensão $r \times n$, $\text{posto}(A) \leq \min[r, n]$. Uma propriedade da matriz quadrada é que, se seu posto é pleno, ou seja, para uma matriz $r \times r$, com posto igual a r , o determinante dessa matriz é não nulo. Com isso em mente, é possível enunciar o Teorema de Granger. O Teorema de Granger serve para separar a matriz de cointegração da matriz de ajustamento, cujas idéias fundamentais já foram discutidas anteriormente.

Teorema 7.1 (Granger) *Se $|\Phi(Z)| = 0$ implica que $Z \geq 1$ e $0 < \text{posto}(\Phi) = r < n$, então existem as matrizes α e β de dimensão $n \times r$ tal que $\Phi = \alpha\beta'$*

Como se verá, β é chamada matriz de cointegração e α , matriz de ajustamento. O teorema de Granger expressa a idéia de que se pode decompor Φ em duas matrizes multiplicativas quando a matriz não tem posto pleno. Essa será uma propriedade bastante adequada para dar uma interpretação econômica a séries temporais e é base para desenvolver o teste de cointegração multivariado de Johansen, a ser visto adiante.

A partir desses conceitos, pode-se formular o modelo vetor de correção de erros. Esse modelo é obtido por manipulações algébricas da equação $\Phi(L)X_t = e_t$. Inicialmente o modelo será desenvolvido, admitindo-se tratar de um VAR(3), depois será enunciado o resultado para o caso de um VAR(p), deixando ao leitor a tarefa de derivar o modelo mais geral. Assim, seja:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \phi_3 X_{t-3} + e_t$$

A essa equação, some e subtraia $\phi_3 X_{t-2}$

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \phi_3 X_{t-2} - \phi_3 X_{t-2} + \phi_3 X_{t-3} + e_t$$

Ao resultado anterior, some e subtraia $(\phi_2 + \phi_3)X_{t-1}$

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 + \phi_3 X_{t-1} - (\phi_2 + \phi_3) X_{t-1} + \phi_2 + \phi_3 X_{t-2} - \phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t$$

$$(\phi_1 + \phi_2 + \phi_3) X_{t-1} - (\phi_2 + \phi_3) \Delta X_{t-1} - \phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t$$

Finalmente, subtraia X_{t-1} de ambos os lados para obter a versão do VAR na forma VECM:

$$(\phi_1 + \phi_2 + \phi_3) X_{t-1} - (\phi_2 + \phi_3) \Delta X_{t-1} - \phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t$$

$$X_t - X_{t-1} = -X_{t-1} +$$

$$(\phi_1 + \phi_2 + \phi_3) X_{t-1} - (\phi_2 + \phi_3) \Delta X_{t-1} - \phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t$$

$$I -$$

$$\Delta X_t = -$$

$$\phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t$$

Em que $\lambda_i = -\sum_{j=1+i}^3 \phi_j, i = 1, 2$.

O caso geral é derivado de forma semelhante e direta a partir do que foi feito anteriormente:

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t$$

Em que $\lambda_i = -\sum_{j=1+i}^p \phi_j, i = 1, 2, \dots, p-1$

Se há raiz unitária, é claro que $\Phi(1) = 0$, de modo que $\Phi = \alpha\beta'$. Então pode-se dizer que β é a matriz que tem r vetores de cointegração e α é a matriz de ajustamento, com r vetores de ajustamento.

O modelo de correção de erros é assim chamado porque explica ΔY_t por dois componentes: os fatores de curto prazo, $\sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta X_{t-i}$, e a relação delongoprazo dada entre as coordenadas do vetor de variáveis endógenas, ϕX_{t-1} , considerando que haja cointegração.

Teorema 2 (teorema de representação de Granger): se $X_t \text{ CI}(1,1), X_t$ tem representações em forma de VECM.

Convém dizer que Campbell e Perron (1991) não mostram qualquer objeção com relação à sua definição de cointegração com o teorema da representação. Com efeito, em seu artigo, o VECM é colocado sem qualquer restrição.

Há um caso interessante de cointegração não abrangido pelo desenvolvimento feito até aqui: é o caso do VAR(0). Trata-se de um modelo univariado em que há cointegração entre variável explicada e explicativas, porém sem a necessidade de variáveis defasadas.

2.4 Análise de relações de Causalidade – Teste de Granger

Bueno (2008) observando o sistema bivariado, pergunta se uma variável é capaz de prever outra e em que condições. Em outras palavras, a questão fundamental é saber se a escalar y ajuda a prever a escalar z . Se isso não acontece, então diz que y não-Granger-causa z .

A sentença Y causa Z demanda duas condições: primeira, Y deve ajudar a prever Z ; e, segunda, Z não deve ajudar a prever Y . A causalidade testada deste modo não tem o significado estrito da palavra, mas é uma ferramenta importante no entendimento do sentido da variação de preço.

A questão fundamental é saber se uma variável é capaz de prever outra e em que condições.

A forma de responder essa pergunta é usando um teste F convencional, válido quando os coeficientes de interesse puderem ser escritos de modo a multiplicar variáveis estacionárias. Assim, o teste é feito da seguinte maneira:

1. Estime $z_t = \phi_{20} + \sum_{i=1}^p \phi_{i,21} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{i,22} z_{t-i} + e_{2t}$;

2. Teste de y não-Granger-causa z usando o teste F , sob:

$$H_0: \phi_{1,21} = \phi_{2,21} = \dots = \phi_{p,21} = 0 \quad H_1: \phi_{i,21} \neq 0, i = 1, 2, \dots, p$$

em que a estatística do teste é dada por

$$S_2 = \frac{\frac{(\varepsilon^2 r - \varepsilon^2 u)}{p}}{\frac{\varepsilon^2 u}{(T-2p-1)}} \quad \boxed{d} \quad F(r, T - 2p - 1)$$

em que r representa restrito e u , não restrito. Se $S_1 > F(5\%)$, rejeita-se a hipótese nula de que y não-Granger-causa z

3. Um teste equivalente é:

$$S_2 = \frac{T(\varepsilon^2 r - \varepsilon^2 u)}{\varepsilon^2 u} \quad \boxed{d}$$

Rejeita-se a nula se $> \chi^2 p (5\%)$.

Enders (2004) refere-se a esse teste assumindo que todas as variáveis são estacionárias, ou que os coeficientes de interesse multiplicam variáveis estacionárias.

Teste de causalidade de Granger não é a mesma coisa que teste de exogeneidade. Para que Z_t seja exógeno a y , é preciso que Z_t não seja afetado contemporaneamente por Y_t . A forma reduzida do VAR não permite que se faça esse tipo de teste. o teste de causalidade de Granger inclui, pois, valores correntes e passados de Y_t sobre Z_t (BUENO, 2008).

Pode-se fazer o mesmo teste em contextos de mais variáveis, cujo nome é teste de bloco-exogeneidade, não obstante Enders (2004) sugira o nome de bloco-causalidade, talvez mais apropriado para o contexto do teste. Estima-se o modelo com e sem restrição e utiliza-se o teste F .

3 METODOLOGIA

Neste capítulo, é apresentada a área de estudo, fonte de dados e período, além de que procurou-se explicitar as características do estudo, o modelo utilizado e como as variáveis foram operacionalizadas no estudo das relações de preços.

3.1 Contextualização da Área de Estudo

Segundo o IBGE (2010), a região Nordeste é a terceira maior região do Brasil e a maior em número de estados, possui nove: Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe. A região possui 3.338km de praias, sendo a Bahia o estado com maior extensão litorânea, com 938km, e o Piauí com a menor, com 60km de litoral. Por causa das suas diferentes características físicas a região foi subdividida pelo IBGE em quatro sub-regiões: Meio Norte, Caatinga, Agreste e Zona da Mata.

A região Nordeste foi o berço da colonização portuguesa no país, de 1500 até 1532, devido ao descobrimento por Pedro Álvares Cabral, com o objetivo de colonização exploratória, que, neste caso, consistia em extrair pau-brasil, cuja tinta da madeira era utilizada para tingir as roupas da nobreza europeia. Com a criação das capitanias hereditárias, deu-se o início da construção da primeira capital do Brasil, Salvador, em 1549. Desde o início, foi criado o governo-geral no país, com a posse de Tomé de Sousa. O Nordeste foi também o centro financeiro do Brasil até meados do século XVIII, uma vez que a Capitania de Pernambuco foi o principal centro produtivo da colônia e Recife a cidade de maior importância econômica (MELO, 2011).

Segundo dados do IBGE (2010), a região possui mais de 49 milhões de habitantes, quase 30% da população brasileira, sendo a segunda região mais populosa do país, atrás apenas da região Sudeste. As maiores cidades são Salvador, Fortaleza e Recife. É também a terceira região quanto à densidade demográfica, contando com 32 habitantes por quilômetro quadrado.

As maiores cidades nordestinas, em termos populacionais, são Salvador, Fortaleza, Recife, São Luís, Natal, Teresina, Maceió, João Pessoa, Joazeiro dos Guararapes, Feira de Santana, Aracaju, Olinda, Campina

Grande, Caucaia, Paulista, Vitória da Conquista, Caruaru, Petrolina, Mossoró e Juazeiro do Norte. Todos esses municípios possuem mais de 250 mil habitantes, segundo as listas de municípios de estados do Nordeste por população

Todas as capitais da região Nordeste possuem região metropolitana (RM)⁶, com exceção de Teresina, que possui região integrada de desenvolvimento econômico (RIDE)⁷, por abrigar municípios de diferentes unidades federativas. Além das capitais, outras quatro áreas metropolitanas figuram no interior. As RM mais antigas são as de Salvador, Recife e Fortaleza, as quais foram criadas pela Lei Complementar Federal do Brasil 14 de 1973 e são também as mais populosas. As outras foram criadas por meio de leis complementares estaduais, como a Região Metropolitana de Feira de Santana, a mais nova, criada em julho de 2011.

Todos os nove estados nordestinos possuem, ao menos, uma área metropolitana em seu território, seja na sua totalidade (como Rio Grande do Norte e Sergipe) ou parcialmente (Piauí). Nesse sentido, Maranhão possui três no total. São duas (São Luís e Sudoeste Maranhense) localizadas integralmente dentro do território maranhense e outra (Grande Teresina) expande-se pelo Piauí. O estado da Paraíba possui o maior número de regiões metropolitanas (oito no total).

Dados do censo de 2010 do IBGE confirmam a Região Metropolitana do Recife como a mais populosa do Nordeste Brasileiro, a quinta do Brasil e a 107ª do mundo. A Região Metropolitana de Salvador caiu uma colocação na classificação regional e nacional, sendo ultrapassada pela Região Metropolitana de Fortaleza; esta passa a ocupar a segunda posição no Nordeste, a sexta do Brasil e a 108ª do mundo.

A região Nordeste do Brasil mantém problemas históricos: agricultura atrasada e pouco diversificada, grandes latifundiários, concentração de renda e

⁶ Consiste em uma (ou, às vezes, duas ou até mais) grande cidade central (uma [metrópole](#)), e sua zona adjacente de influência. Geralmente, regiões metropolitanas formam aglomerações urbanas, uma grande área urbanizada formada pela cidade núcleo e cidades adjacentes.

⁷ São as [regiões metropolitanas brasileiras](#) que se situam em mais de uma [unidade federativa](#). Elas são criadas por legislação federal específica, que delimita os municípios que a integram e fixa as competências assumidas pelo colegiado destes.

uma indústria pouco diversificada e de baixa produtividade; além do fenômeno natural de secas constantes. As distintas características entre o Nordeste e outras regiões do país, além de acentuar as desigualdades regionais, formaram um cenário propício à migração nordestina, em especial às áreas urbanas.

A economia da região Nordeste do Brasil foi à base histórica do começo da economia do Brasil, já que as atividades em torno do pau-brasil e da cana-de-açúcar predominaram e foram iniciadas no Nordeste do Brasil. O Nordeste foi a região mais rica do país até meados do século XVIII.

A região Nordeste é, atualmente, a terceira maior economia do Brasil entre as grandes regiões. Sua participação no Produto Interno Bruto brasileiro foi de 13,5% em 2009, após a Região Sul (16,5% de participação no PIB) e à frente da Região Centro-Oeste (9,6% de participação no PIB). A distribuição de renda nessa região melhorou significativamente na primeira década de 2000: segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2009, a renda média no Nordeste sofreu um aumento real (já descontada a inflação) de 28,8% entre 2004 e 2009, passando de R\$ 570 para R\$ 734. Entre 2008 e 2009, o incremento foi de 2,7%. Foi a região que apresentou o maior incremento no salário médio do trabalhador nesse período.

3.2 Natureza e Fonte dos Dados

Os dados de natureza secundária correspondem a séries de tempo de preços médios mensais das seguintes variáveis: cesta básica, taxa de câmbio, taxa de juros e taxa de inflação, tabulados e organizados através das bases de dados do DIEESE⁸ e IPEADATA⁹, e compreendem o período de julho de 1994 a dezembro de 2013.

⁸ Departamento Interinstitucional de Estatística e Estudos Socioeconômicos é uma criação do sindical brasileiro. Foi fundado em 1955 para desenvolver pesquisas que fundamentassem as reivindicações dos trabalhadores. Atua nas áreas de: assessoria, pesquisa e educação e; os eixos temáticos que orientam toda a produção da entidade são: emprego, renda, negociação coletiva, políticas públicas e desenvolvimento.

⁹ O IPEADATA descreve e disponibiliza a base de dados em três esferas: macroeconômica – base de dados econômicos e financeiros mantida pelo IPEA incluindo séries estatísticas da economia brasileira e dos aspectos que lhe são mais pertinentes na economia internacional, os dados são atualizados e documentados de forma sistemática e apresentados na mesma unidade monetária; regional – base de dados demográficos, econômicos e geográficos para as regiões, estados e municípios brasileiros que se iniciam no Censo Demográfico de 1872, os níveis geográficos disponíveis no IPEADATA são municípios, área metropolitana, micro e mesorregião geográfica, estado, região

Foram utilizados os preços no varejo para os treze produtos que compõem a cesta básica, os quais são preços médios praticados para as capitais do Nordeste selecionadas para compor a pesquisa, que são: Salvador – BA; Fortaleza – CE; Aracajú - SE; Natal – RN; João Pessoa – PB e Recife – PE. Foram somados os preços dos 13 produtos e calculado o preço médio mensal para período da pesquisa e para cada capital. Os dados do preço mensal da cesta básica para cada capital do Nordeste que compõe este estudo foram deflacionados e atualizados pelo IPC (Índice de Preço ao Consumidor) referente ao Brasil¹⁰, para valores de dezembro de 2013. Os valores das taxas de juros, câmbio e inflação, envolveram o período mensal de julho de 1994 a dezembro de 2013. São taxas praticadas no Brasil, pois não há base de dados especificamente para cada capital nordestina. Portanto, os resultados apresentados sobre estas taxas do mercado financeiro são informações complementares à pesquisa e mostram a avaliação do comportamento dos preços e causalidade da cesta básica das capitais para com estas taxas.

De acordo com Hoffmann (1980), é fundamental o conhecimento da variação estacional dos preços por oferecer subsídio para a previsão dos níveis preços futuros, orientando, assim, as atividades de produção, consumo e comercialização, possibilitando também maior racionalidade nas decisões a serem tomadas pelos agentes produtivos.

3.2 Método de Análise

Segundo Asche; Gordon, Hannesson (1998), um dos enfoques empíricos mais comuns para investigar a integração de mercados consiste no

administrativa, bacia e sub-bacia hidrográfica, grande regiões; e, por fim, local – base de dados e indicadores abrangendo temas diversos, como nível de renda *per capita*, desigualdade na distribuição de renda dos indivíduos e domicílios, desempenho educacional, condições de saúde e habitação, inserção no mercado de trabalho, situação dos direitos humanos da população, entre outros; sempre que possível, apresentam-se séries de histórias de periodicidade mensal, anual e decenal para o país, grandes regiões, estados, regiões metropolitanas, desagregadas segundo a localização rural ou urbana dos domicílios, cortes etários, níveis de desempenho educacional, anos de escolaridade, sexo e cor dos indivíduos.

¹⁰

Foi utilizado o IPC (Brasil) porque não foi encontrado um índice deflator para cada capital do estudo.

teste das relações entre preços ao longo do tempo, por meio da análise de estacionariedade das séries, testes de cointegração e testes de causalidade.

Com a finalidade de analisar a causalidade e transmissão de preços fez-se os seguintes passos: o primeiro passo consiste em determinar a ordem de integração (número de diferenças necessárias para tornar uma série estacionária) das séries da cesta básica de alimentação referente a cada capital da região em análise e também do PIB, e as taxas de mercado financeiro. Para isso, foram utilizados os testes de raiz unitária: Dickey-Fuller Aumentado (ADF), e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS).

Os testes de hipóteses para os testes ADF são:

H_0 : Processo não estacionário (possui uma raiz unitária)

H_1 : processo estacionário (sem raiz unitária)

Se $T_c > T_t$ = rejeita H_0 ; Se $T_c < T_t$ = aceita H_0

O teste de hipótese para o teste KPSS são:

H_0 : Processo estacionário (sem raiz unitária)

H_1 : processo não estacionário (possui uma raiz unitária)

Se $T_c > T_t$ = rejeita H_0 ; Se $T_c < T_t$ = aceita H_0

O segundo passo, que só pode ser aplicado para séries que tenham a mesma ordem de integração, tratou-se do teste de cointegração. Supondo que as séries de gastos mensais com a cesta básica em cada capital da região Nordeste brasileira seja integrada de ordem 1, pode-se, então, testar a integração entre seus preços, pois, apesar das séries serem não estacionárias, é possível que exista uma combinação linear entre elas que seja estacionária, indicando uma relação de equilíbrio entre si.

Para testar a cointegração entre as séries em análise, foi utilizado o teste estatístico de Johansen (1988), que considera todas as variáveis como sendo endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

$$PCB_t^i = \beta_0 + \beta_1 PCB_t^j + u_t \quad (28)$$

$$PCB_t^i = \beta_0 + \beta_1 PJuros_t + u_t \quad (29)$$

$$PCB_t^i = \beta_0 + \beta_1 PCambioCB_t + u_t \quad (30)$$

$$PCB_t^i = \beta_0 + \beta_1 PInflacaoCB_t + u_t \quad (31)$$

em que:

PCB_t^i é o preço da cesta básica no período t da cidade i

PCB_t^j é o preço da cesta básica no período t da cidade j

$PJurosCB_t$ é o preço do juro no período t do Brasil

$PCambioCB_t$ é o preço do câmbio no período t do Brasil

$PInflacaoCB_t$ é o preço da inflação no período t do Brasil

u_t é termo de erro aleatório.

O terceiro passo consiste em estimar o Vetor de correção de erros (VEC), popularizado por Engle e Granger (1987), que permite indicar a direção da transmissão dos preços. Sendo as séries co-integradas de ordem “ k ”, utilizou-se o seguinte modelo auto-regressivo para verificar a direção da transmissão dos preços:

$$\Delta PCB_t^i = \phi_{10} + \sum_{k=1}^{p-1} \phi_{ik} \Delta PCB_{t-1}^i + \sum_{k=1}^{p-1} \phi_{jk} \Delta PCB_{t-1}^j + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + u_t \quad (32)$$

$$\Delta PCB_t^j = \phi_{20} + \sum_{k=1}^{p-1} \phi_{ik} \Delta PCB_{t-1}^i + \sum_{k=1}^{p-1} \phi_{jk} \Delta PCB_{t-1}^j + \alpha_2 \varepsilon_{t-1} + u_{2t} \quad (33)$$

Em que:

ΔPCB_t^i é a diferença no preço da cesta básica no período t da cidade i ;

ΔPCB_t^j é a diferença no preço da cesta básica no período t da cidade j ;

ΔPCB_{t-1}^i é a diferença no preço da cesta básica no período $t-1$ da cidade i ;

ϕ_{1k} e ϕ_{2k} são os parâmetros;

α_1 e α_2 representam o desvio da variável dependente do equilíbrio de longo prazo;

ε_t é termo de erro da regressão de cointegração; e

u_{1t} e u_{2t} são termos de erro.

Caso os coeficiente α_1 e α_2 , relativos ao termo do erro da regressão de cointegração, sejam, individualmente, estatisticamente diferente de zero, diz-se que existe causalidade do preço da região “ j ” para o preço da região “ i ”, e de “ i ” para o preço da região “ j ”, respectivamente, havendo transmissão de preços nesta direção no longo prazo. Caso os coeficientes, da equação (32) sejam estatisticamente diferente de zero, diz-se que existe causalidade do preço da região “ j ” no preço da região “ i ”, havendo transmissão de preços nesta direção no curto prazo. Se os coeficientes, da equação (33) forem estatisticamente diferentes de zero, diz-se que existe causalidade do preço da região “ i ” no preço da região “ j ”, havendo transmissão de preços nesta direção no curto prazo.

O quarto passo tratou-se da aplicação do Teste de Causalidade de Granger (Granger, 1969), que possibilitou ratificar o sentido dos preços entre os mercados. Nesse caso, se as séries são estacionárias, existirá causalidade, no sentido de Granger, de CB_i para CB_j , se os valores de CB_j são explicados pelos valores passados de CB_i e CB_j . Da mesma forma, existirá causalidade, no sentido de Granger, de CB_j para CB_i , se os valores de CB_i são explicados pelos valores passados de CB_i e CB_j e, as explicações são trabalhadas da mesma forma para as outras variáveis incluídas neste estudo. Se ambas as relações são verificadas, diz-se que existe causalidade bidirecional entre as séries¹¹.

O teste de causalidade de Granger também foi uma metodologia aplicada à relação de causa de efeito entre a cesta básica das seis capitais do Nordeste para com as taxas de mercado financeiro, afim de informações complementares que revelem qual a relação entre elas. Apesar de que a base de dados encontrada para as taxas foram informações mensais em nível Brasil e, sabe-se que, para estes resultados se apresentarem mais eficientes e confiáveis teriam que ser utilizados os dados destas taxas para cada capital em estudo. Devido à falta destas observações foram apresentadas apenas discussões ilustrativas e de relevância informativa.

¹¹ O teste de causalidade de Granger trata-se de um teste de procedência temporal e não de causalidade no sentido de uma relação de causa e efeito, sendo um instrumental útil para avaliar que as variações de preços em um mercado precedem as variações de preços em outro mercado.

Por fim, para uma análise completa acerca da causalidade e intensidade de transmissão de preços entre as seis capitais do Nordeste em estudo, faz-se os testes de cointegração de Johansen e análise de vetor de correção de erros, quando foi o caso, para o modelo multivariado.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Análise à Estacionariedade das Séries

Na Figura 1, observa-se uma movimentação conjunta das séries ao longo de todo o período analisado. Dessa forma, aparentemente haveria uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as mesmas, sinalizando-se cointegração das séries. Entretanto, essa hipótese deve ser verificada de forma mais criteriosa, o que foi realizado por meio dos testes econométricos de cointegração, que seguem os “passos” listados na seção anterior.

Figura 1 – Preço Mensal da cesta básica em seis capitais do Nordeste do Brasil, no período de julho de 1994 a dezembro de 2013

FONTE: Resultados da Pesquisa (2014)

O modelo teórico utilizado tem por base o trabalho de Mundlak e Larson (1992), que se fundamenta na Lei do Preço Único (LPU). Esta teoria discorre que na ausência de barreiras ao comércio, o preço de um bem ou produto homogêneo, em regiões diferentes, quando expressos na mesma unidade monetária, apresentará garantias, em seu valor, através do processo de

arbitragem entre os agentes que os transacionam. Desta forma, o preço comercializado não pode exceder seus custos de transação, se ocorrer o contrário, os agentes envolvidos irão praticar a arbitragem de modo a igualar tais preços entre o mercado interno e o externo.

Observa-se que essas séries obedecem a uma mesma formação, dando a entender que se movimentam juntas ao longo do tempo, onde, aparentemente, tais séries seriam integradas e haveria integração espacial entre os mercados.

O fluxo de informações é basicamente representado pelos preços e pelas relações de mercado, levando em consideração os elos entre os mercados.

A ordem de integração das séries foi verificada por meio de três testes diferentes de raiz unitária: Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin (KPSS). Os resultados desses testes, conforme Tabela 1, indicaram que as séries de gastos mensais com a cesta básica de alimentação nas capitais da região Nordeste do Brasil são não estacionárias em nível.

Vale observar que as séries para o teste ADF em nível e em primeira diferença são estacionárias, o teste t-estatístico calculado é maior que o t-estatístico tabelado, portanto rejeita a hipótese nula e, as séries para o teste KPSS em nível as séries são não estacionárias, t-estatístico calculado é maior que o t-estatístico tabelado, portanto rejeita H_0 e em primeira diferença logo as séries se tornam estacionárias, pois o t-estatístico calculado é menor que o t-estatístico tabelado, aceitando a hipótese nula. Diante desses resultados, conclui-se pela estacionariedade das séries dos gastos com a cesta básica de alimentação com base nos testes ADF e KPSS, como mostra a Tabela 1.

TABELA 01 – Resultados dos teste ADF, DF-GLS e KPSS para séries mensais dos gastos da cesta Básica em seis capitais da região Nordeste (jul/94 a dez/2013).

SÉRIES	TESTES ¹			
	ADF*			KPSS***
	t- est.(nível)	t- est.(1ªdif.)	t- est.(nível)	t-est.(1ªdif.)
LFortaleza	-5,78	-9,66	2,61	0,054
LAracajú	-5,58	-9,62	2,35	0,073
LNatal	-5,81	-9,65	2,59	0,058
LJoão Pessoa	-5,75	-9,58	2,55	0,057
LSalvador	-5,79	-9,60	2,63	0,055
LRecife	-5,79	-9,57	2,55	0,055

¹ análises feita para significância de 5%

Nota 1 = o teste ADF foi realizado no modelo com intercepto e tendência e os testes GL-ADF e KPSS foram realizados com modelo apenas com intercepto.

Nota 2 = L, indica que foi aplicado logaritmo *neperiano* na série.

*valores críticos (1%= -3,99)(5%= -3,42)(10%= -3,13)

***valores críticos (1%= 0,739)(5%= 0,463)(10%= 0,347)

FONTE: Resultados da pesquisa (2014)

Neste sentido, informações sobre o comportamento dos preços e a identificação de variáveis que tenham influência sobre eles se tornaram particularmente importantes para o êxito no desenho de programas.

Na Figura 2 pode-se observar visualmente através do gráfico em linha que se trata de uma série não estacionária, porém para ter certeza sobre esta hipóteses se faz o procedimento de praxe, que é o teste de raiz unitária através dos testes ADF e KPSS, como mostra a seguir a tabela 2.

Figura 2 – Preço Mensal das taxas do mercado financeiro do Brasil, no período de julho de 1994 a dezembro de 2013.

FONTE: Resultados da Pesquisa (2014)

A Tabela 2 mostra os testes de raiz unitária para as séries das taxas do mercado financeiro, em que para o teste ADF em nível e em primeira diferença são estacionárias, onde o teste t-estatístico calculado é maior que o t-estatístico tabelado, portanto rejeita a hipótese nula. As séries para o teste KPSS em nível as séries são não estacionárias, t-estatístico calculado é maior que o t-estatístico tabelado, portanto rejeita H_0 e em primeira diferença logo as séries se tornam estacionárias, pois o t-estatístico calculado é menor que o t-estatístico tabelado, aceitando a hipótese nula. Conclui-se, através dos testes, que as séries a seguir se tratam de séries estacionárias, ou seja, séries que não possuem uma raiz unitária.

TABELA 02 – Resultados dos testes ADF, DF-GLS e KPSS para séries mensais das taxas do mercado financeiro do Brasil (jul/94 a dez/2013)

SÉRIES	TESTES			
	ADF*		KPSS***	
	t-est.(nível)	t-est.(1ªdif.)	t-est.(nível)	t-est.(1ªdif.)
LTxjuros	-3,84	-6,63	3,89	0,17
LTxcâmbio	-3,44	-6,11	1,93	0,21
LTxinflação	-3,83	-8,10	0,77	0,19

¹ análises feita para significância de 5%

Nota 1 = o teste ADF foi realizado no modelo com intercepto e tendência, e os testes GL-ADF e KPSS foram realizados com modelo apenas com intercepto.

Nota 2 = L, indica que foi aplicado logaritmo *neperiano* na série.

*valores críticos (1%= -3,99)(5%= -3,42)(10%= -3,13)

***valores críticos (1%= 0,739)(5%= 0,463)(10%= 0,347)

FONTE: Resultados da pesquisa (2014)

Uma vez determinada a ordem de integração das séries, o próximo passo é a realização da análise de cointegração com o objetivo de testar a existência de vetores de cointegração e, em caso positivo do teste, estimar estes vetores e as relações de longo prazo existentes.

4.2 Modelo bivariado da Cesta Básica em seis capitais do Nordeste

4.2.1 Análise do Teste de Cointegração

Após definir a ordem de integração das séries, passou-se a investigar o possível relacionamento de longo prazo entre elas. Essa relação foi testada por meio do teste de cointegração de Johansen (1988), realizado nas séries logaritmizadas dos preços mensais da cesta básica do Decreto-Lei 300/38 nas cidades de Fortaleza, Aracajú, Natal, João Pessoa, Salvador e Recife.

Para o teste de cointegração a regra de decisão é de que se $\eta(r) >$ valores críticos, se rejeita H_0 . A sequência para a realização do teste do traço é iniciada com $r=0$, ou seja, sob a hipótese nula de que não existe cointegração. A rejeição de H_0 requer que r seja aumentado, até que H_0 não seja rejeitada. O valor máximo de r é $N-1$, revelando o número máximo de vetores de cointegração.

Identificado as séries, testou-se, a partir dos testes de cointegração propostos por Engle e Granger (1987) e Johansen (1988), a cointegração entre os cinco pares formados pelos preços praticados em Fortaleza e em cada um dos demais cinco mercados considerados na análise.

No caso da hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração versus a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração, verificou-se que a hipótese nula foi rejeitada, uma vez que o valor calculado é superior ao seu respectivo valor tabelado de 5%. Na tabela 3 apresentam-se pelo menos dois vetores de cointegração. Portanto as variáveis apresentam equilíbrio de longo prazo, ou seja, são co-integradas, movimentando-se no mesmo sentido.

TABELA 3 – Resultados do Teste de Johansen para o Vetor de cointegração bivariado para a cesta básica das seis capitais do Nordeste do Brasil (jul/94 a dez/2013)

*Rejeição da hipótese nula a 5%

¹ Estabelecido pelos critérios de seleção: valor da verossimilhança (log), teste de razão de verossimilhança (LR), erro de Predição Final (FPE), critério de informação de Akaike (AIC), critério de informação de Schwarz (SC) e o critério de informação de Hannan & Quinn (HQ)

² A defasagem ótima (n) foi definida pelos critérios acima, sendo usado n-1 defasagens no teste de Johansen

³ Os modelos são:

(1) sem tendência determinísticas nos dados, sem intercepto e sem tendência na equação de cointegração ou teste VAR;

(2) sem tendência determinísticas nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de cointegração e sem

(3) com tendência determinísticas linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de cointegração e teste VAR;

(4) com tendência determinísticas linear nos dados, com intercepto e com tendência na equação de cointegração e sem tendência no VAR;

(5) com tendência determinísticas quadrática nos dados, com intercepto e com tendência na equação de cointegração e com tendência linear no VAR;

Nota 1: para o teste do traço a hipótese nula é de que existem pleno menos "X" vetores de cointegração; para o teste do máximo valor a hipótese nula é de que existem exatamente "X" vetores característicos

FONTE: Elaborado pela pesquisa (2014)

As equações que determinam as relações de longo prazo entre as séries são especificadas a seguir, com base nos coeficientes das equações de cointegração apresentados na primeira parte da Tabela 3.

Pode-se concluir, portanto, que o preço das cestas básicas das capitais do Nordeste brasileiro é integrado ao nível de significância de 5%, ou seja, todos os pares de séries temporais apresentam uma equação de cointegração,

que representa a relação de equilíbrio entre esses pares de séries em longo prazo. Dessa forma, seus preços se movimentam de forma similar e sugere que esses mercados são eficientes em termos de difusão de informações e operações de arbitragem. Os resultados indicam que estes mercados funcionam, uma vez que as informações disponíveis que afetam os preços das cestas básicas nestas cidades fluem entre os agentes transmitindo-se aos demais mercados.

$$\text{Ln(aracaju)} = 0,19 - 0,682535\text{Ln(fortaleza)} + 0,001606 \quad (34)$$

$$\text{Ln(natal)} = 0,14 - 0,528215\text{Ln(fortaleza)} + 0,007426 \quad (35)$$

$$\text{Ln(joao_pessoa)} = 0,13 - 1,222343\text{Ln(fortaleza)} - 0,001707 \quad (36)$$

$$\text{Ln(salvador)} = 0,13 + 0,427083\text{Ln(fortaleza)} + 0,036311 \quad (37)$$

$$\text{Ln(recife)} = 0,13 + 0,532994\text{Ln(fortaleza)} + 0,028238 \quad (38)$$

O mercado de Salvador foi o que apresentou o menor coeficiente (0,427083), ou seja, para uma variação de 1% no preço da cesta básica de Fortaleza, o preço da cesta básica de Salvador irá variar em 0,4270%. Outro ponto interessante ocorreu na capital de João Pessoa, que apresentou coeficiente maior do que 1, indicando que uma variação de 1% no preço da cesta básica de Fortaleza impactará no preço de forma mais que proporcional nesta localidade, variando em torno de 1,22%. A elevação dos preços da cesta básica de Fortaleza resulta em uma alta de preços mais que proporcional na capital citada. O resultado da transmissão de preços da cesta básica de João Pessoa aponta para uma forte transmissão entre Fortaleza e o mercado de João Pessoa, em que a intensidade está bem próxima de um, mostrando que, quanto mais organizadas as localidades e sua posição regionalizada, maior é a intensidade de transmissão de preço.

$$\text{Ln(Aracaju)} = 0,173 - 0,672809\text{Ln(Natal)} - 0,001015 \quad (39)$$

$$\text{Ln(recife)} = 0,135 - 4,846909\text{Ln(Natal)} + 0,032388 \quad (40)$$

$$\text{Ln(salvador)} = 0,128 - 1,360411\text{Ln(Natal)} + 0,002933 \quad (41)$$

$$\text{Ln}(\text{fortaleza}) = 0,143 - 1,893170\text{Ln}(\text{Natal}) + 0,007426 \quad (42)$$

$$\text{Ln}(\text{joao_pessoa}) = 0,191 - 4,056835\text{Ln}(\text{Natal}) - 3,680997 \quad (43)$$

Os mercados de Recife e João Pessoa apresentaram coeficiente muito superior a 1, indicando que uma variação de 1% no preço da cesta básica de Natal impactará no preço de forma mais que proporcional nesta localidade, variando em torno de 4,05% a 4,84%. A elevação dos preços da cesta básica de Natal resulta em uma alta de preços mais que proporcional nas capitais citadas. O resultado da transmissão de preços da cesta básica de Recife e João Pessoa aponta para uma forte transmissão entre Natal e o mercado de João Pessoa e Recife, em que a intensidade está maior que um, mostrando que, quanto mais organizadas as localidades e sua posição regionalizada, maior é a intensidade de transmissão de preço.

$$\text{Ln}(\text{Aracaju}) = 0,202 - 0,764063\text{Ln}(\text{João_Pessoa}) - 0,000578 \quad (44)$$

$$\text{Ln}(\text{natal}) = 0,140 - 0,654035\text{Ln}(\text{João_Pessoa}) - 0,002978 \quad (45)$$

$$\text{Ln}(\text{recife}) = 0,137 - 0,752912 \text{Ln}(\text{João_Pessoa}) - 0,002139 \quad (46)$$

$$\text{Ln}(\text{salvador}) = 0,123 - 0,510036 \text{Ln}(\text{João_Pessoa}) - 0,004280 \quad (47)$$

$$\text{Ln}(\text{fortaleza}) = 0,137 - 0,818101 \text{Ln}(\text{João_Pessoa}) - 0,001707 \quad (48)$$

Os mercados das cinco capitais do Nordeste brasileiro apresentaram coeficientes aproximadamente próximos de 1, ou seja, para uma variação de 1% no preço da cesta básica de João Pessoa, o preço da cesta básica das outras capitais irá variar em torno de 0,51% a 0,81%.

$$\text{Ln}(\text{Aracaju}) = 0,173 - 2,707268\text{Ln}(\text{recife}) - 0,004234 \quad (49)$$

$$\text{Ln}(\text{João_Pessoa}) = 0,137 - 1,328177\text{Ln}(\text{recife}) + 0,002841 \quad (50)$$

$$\text{Ln}(\text{Salvador}) = 0,128 + 0,832217 \text{Ln}(\text{recife}) - 0,015582 \quad (51)$$

$$\text{Ln}(\text{Fortaleza}) = 0,130 - 4,315398 \text{Ln}(\text{recife}) + 0,028238 \quad (52)$$

$$\text{Ln}(\text{Natal}) = 0,135 - 0,206317 \text{Ln}(\text{recife}) - 0,006682 \quad (53)$$

Os mercados de Aracaju, João Pessoa e Fortaleza apresentaram coeficiente maior que 1, indicando que uma variação de 1% no preço da cesta básica de Recife impactará no preço de forma mais que proporcional nesta localidade, variando em torno de 1,32% a 4,31%. A elevação dos preços da cesta básica de Recife resulta em uma alta de preços mais que proporcional nas capitais citadas. O resultado da transmissão de preços da cesta básica de Aracaju, João Pessoa e Fortaleza aponta para uma forte transmissão entre Recife e o mercado de João Pessoa, Aracaju e Fortaleza, em que a intensidade está maior que um.

$$\text{Ln}(\text{Aracaju}) = 0,196 - 0,8870015\text{Ln}(\text{Salvador}) + 0,000506 \quad (54)$$

$$\text{Ln}(\text{natal}) = 0,128 - 0,7350725\text{Ln}(\text{Salvador}) + 0,002156 \quad (55)$$

$$\text{Ln}(\text{João-pessoa}) = 0,123 - 1,9606465\text{Ln}(\text{Salvador}) + 0,008392 \quad (56)$$

$$\text{Ln}(\text{recife}) = 0,128 + 1,201610\text{Ln}(\text{Salvador}) - 0,018735 \quad (57)$$

$$\text{Ln}(\text{fortaleza}) = 0,134 - 5,1922985\text{Ln}(\text{Salvador}) + 0,036311 \quad (58)$$

Os mercados de Fortaleza, Recife e João Pessoa apresentaram coeficiente maior do que 1, indicando que uma variação de 1% no preço da cesta básica de Salvador impactará no preço de forma mais que proporcional nestas localidades, variando em torno de 1,20% a 5,19%. O resultado da transmissão de preços da cesta básica de Salvador aponta para uma forte transmissão entre Fortaleza, Recife e João Pessoa para o mercado de Salvador, em que a intensidade está maior que um.

4.2.2 Análise do Modelo de Correção de Erros (VEC)

O VEC explica mudanças nos valores correntes de uma variável com base em mudanças defasadas da própria variável, das outras variáveis e de um termo de correção de erro. Engle e Granger (1987) propõem utilizar um Modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC) para identificar relações de causalidade entre variáveis não estacionárias e co-integradas.

Fackler e Goodwin (2000) observam que a integração espacial de mercados também é importante, à medida que pode ocorrer transmissão de preços indiretamente.

Conforme revelado pelo resultado do teste de cointegração, tanto o teste do Traço quanto o do Máximo Autovalor revelaram a presença de 2 vetores de cointegração, ou seja, o número de vetores de cointegração é igual ao número de variáveis, significando que o rank é pleno, deve-se utilizar o Modelo Vetorial Auto-Regressivo (VAR) em nível. Isso implica que, colocando todas as variáveis em nível no VAR, a combinação linear entre elas produz um relacionamento estacionário. Já para as relações entre as capitais Fortaleza – Salvador, que apresentou apenas 1 vetor de cointegração para os dois testes, utilizou-se o Modelo de Correção de Erros (VEC) como apresentado na tabela 4.

TABELA 04 – Análise do Vetor de Correção de Erros (VEC) para séries mensais da cesta básica de seis capitais da região do Nordeste do Brasil – período de julho de 1994 a dezembro de 2013

Relações**	$t_{estimado1}$	$t_{calculado1}$	$t_{estimado2}$	$t_{calculado2}$
Fortaleza – Salvador	1,157047	(0,94598)	1,760213	(1,43749)
Salvador – Fortaleza	-1,053378	(-0,86615)	-1,751306	(-1,43841)

** Todas as capitais foram modeladas em logaritmo natural

(*) Significativo a 5%, segundo o valor crítico $|t_{critico}| = |1,960|$ (acima de 120 observações)

FONTE: Resultados da pesquisa (2014)

O termo do erro da regressão co-integrada (termo de erro defasado), há causalidade do preço da região “j” para o preço da região “i”. Se os coeficientes do termo de erro defasados de um período não são estatisticamente diferentes de zero, a 5% de probabilidade, então não há transmissão de preços do mercado “j” para o mercado “i”, no curto prazo. Assim, tais mercados agem

independentes no curto prazo, assim como a tabela 4 mostra, não havendo transmissão de preços entre os mercados de Fortaleza e Salvador, corroborando com os dados apresentados para o teste de cointegração de Johansen. Caso contrário, há transmissão de preços do mercado “j” para o mercado “i”, no curto prazo.

Para Barros (1987), a análise da relação entre preços em diferentes níveis de mercado (elasticidade de transmissão de preços) é interessante por permitir a determinação da relação entre as demandas nos diferentes níveis de mercado. O valor desta elasticidade de transmissão de preços resulta do comportamento do setor de comercialização.

4.2.3 Análise do Teste de Causalidade de Granger

Nesta seção são apresentadas as relações de causalidade das variações de preços entre as séries. Como discutido anteriormente, uma vez que as séries são não estacionárias, as relações de causalidade foram testadas conforme proposto por Engle e Granger (1987), que consiste em verificar a significância estatística dos parâmetros de curto prazo e do parâmetro de correção do desvio da variável dependente do equilíbrio de longo prazo do modelo VEC estimado.

O teste de causalidade de Granger tem por hipótese nula a variável “x” não causa Granger “y” e como hipótese alternativa “x” causa Granger “y”, onde o mesmo tem como propósito, após o resultado do modelo, aceitar ou rejeitar a hipótese nula e, para este estudo, foi testado a um nível de significância de 5% de confiança. Os resultados apresentados na Tabela 5 (Apêndice 1) e ilustrados na Figura 3 indicam a relação de causalidade e de não causalidade entre os preços da cesta básica entre as capitais do Nordeste.



Figura 3 – Causalidade de Granger entre as capitais Aracaju e Salvador

FONTE: Elaborado pela pesquisa (2014)

Para o teste demonstrado, os resultados do *p-valor* da Tabela 05 (apêndice 1) apresentaram um valor maior que o nível de significância de 5%,

neste caso, aceita a hipótese nula em que Aracaju não Granger Fortaleza; Aracaju não Granger Natal; Aracajú não Granger João Pessoa e Aracaju não Granger Recife e vice-versa para todas as situações anteriores, ou seja, ausência de causalidade ou independência entre os preços da cesta básica das capitais.

Observa-se que foi encontrada uma relação de causalidade bidirecional dos preços da cesta básica da capital de Aracaju para a capital Salvador, em que os resultados do *p-valor* se apresentaram menores que o nível de significância de 5%, rejeitando a hipótese nula do modelo.

O resultado de causalidade bidirecional entre as capitais de Aracaju e Salvador remete-se à hipótese central da pesquisa, possuindo integração entre esses mercados segundo o objetivo da proximidade entre estes mercados, permitindo rápida difusão do fluxo de informação sobre os preços dos produtos entre estes, facilitando o funcionamento do mecanismo de arbitragem espacial.

Segundo Santos (2011), o estudo da rede urbana brasileira e, especificamente, a caracterização da área de influência e as conexões externas de Aracaju podem oferecer ferramentas fundamentais para subsidiar o planejamento da oferta de bens públicos, notadamente os relativos à educação, saúde e transporte, como também auxiliar a decisão de localização das atividades econômicas. Particularmente, podem ajudar a apontar as formas de integração desejadas da Capital com outros centros urbanos, fornecendo informações para as decisões de investimentos públicos voltados para a integração regional.

Os resultados de transmissões de preços apresentados através do vetor de correção de erros, demonstrados na tabela 4, se mostrou bem diferente dos resultados do teste de causalidade de Granger, como mostra a Figura 4. De acordo com Aguiar et al (2005), apesar da pertinência das hipóteses levantadas acima para explicar os resultados dos testes de causalidade, vale lembrar que o teste de causalidade de Granger mede a precedência e o volume de informação, mas não indica por ele mesmo a causalidade no uso mais comum do termo. Ou seja, o fato de Aracaju ser Granger Salvador não implica que os choques (alterações) de preços dos demais mercados sejam o efeito ou resultado dos choques (alterações) de preços ocorridos em Aracaju.

4.2.4 Análise Multivariada

Trata-se de um conjunto de métodos que permite a análise simultânea de medidas múltiplas para cada indivíduo ou objeto em análise, ou seja, qualquer método que permita a análise simultânea de duas ou mais variáveis que pode ser considerado como multivariado.

Na análise realizada até o momento, considerou-se apenas pares de regiões na determinação da causalidade de Granger. Entretanto, segundo González-Rivera e Helfand (2001), este tipo de análise é limitada, pois seria difícil determinar quais regiões pertencem ao mesmo mercado com esta aproximação. De $n(n - 1)/2$ combinações pares possíveis, somente $n-1$ são relevantes. Desta forma, um sistema de cointegração multivariada (VEC), poderia ser utilizado. Em um sistema com n regiões, cada equação do VEC pode conter termos de correção de erro e defasagens de inúmeras outras regiões no mercado. Um modelo bivariado necessariamente restringe cada equação do VEC a ter no máximo um termo de correção de erro e defasagens somente de duas regiões consideradas.

A Tabela 5 apresenta os resultados dos testes de cointegração de Johansen aplicados ao modelo multivariado. O teste estatístico do traço sugere a rejeição da hipótese nula de nenhuma relação de cointegração a favor de uma relação de cointegração ao nível de 5% em todas as relações. Essa conclusão também é verificada nos resultados do teste do máximo autovalor para todas as relações de pares de séries considerando-se, novamente, um nível de significância de 5%. Como base nos testes de cointegração de Johansen, conclui-se que há pelo menos quatro cointegrações para o teste de traço e pelo teste de raiz máxima há pelo menos duas cointegrações, que representa a relação de equilíbrio de longo prazo entre estas.

Do ponto de vista econômico, quando duas ou mais séries são cointegradas, se movem conjuntamente ao longo do tempo e suas diferenças são estáveis (estacionárias), mesmo que cada série em particular tenha uma tendência estocástica, isto é, seja não estacionária. Em outras palavras, isso significa que existe uma inter-relação entre os preços mensais da cesta básica entre as capitais do Nordeste envolvidas nesta pesquisa, onde variações nos

gastos mensais com a cesta básica em cada uma ou algumas dessas cidades, decorrentes de variações nos preços dos produtos que compõem estas, são transmitidos para as demais cidades, de forma que, no longo prazo seja mantido o equilíbrio entre elas.

TABELA 5 – Resultados do Teste de Johansen para o Vetor de cointegração multivariado para a cesta básica das seis capitais do Nordeste do Brasil

HO: Nº de Eq. de Cointegração	VAR ¹	Def. ²	Modelo ³	Autovalor	Teste do traço			Teste do max autovalor		
					Estat	Valor crítico	p-value	Estat	Valor crítico	p-value
Nenhuma				0,23	186,84*	117,70	0,0000	60,74*	44,49	0,0004
No max 1				0,20	126,09*	88,80	0,0000	53,54*	38,33	0,0005
No max 2	4	14	4	0,11	72,55*	63,87	0,0078	26,96	32,11	0,1869
No max 3				0,10	45,58*	42,91	0,0264	24,25	25,82	0,0795
No max 4				0,05	21,33	25,87	0,1657	13,56	19,38	0,2845
No max 5				0,033	7,76	12,51	0,2712	7,76	12,51	0,2712

*Rejeição da hipótese nula a 5%

¹ Estabelecido pelos critérios de seleção: valor da verossimilhança (log), teste de razão de verossimilhança (LR), erro de Predição Final (FPE), critério de informação de Akaike (AIC), critério de informação de Schwarz (SC) e o critério de informação de Hannan & Quinn (HQ)

² A defasagem ótima (n) foi definida pelos critérios acima, sendo usado n-1 defasagens no teste de Johansen

³ Os modelos são:

(1) sem tendência determinísticas nos dados, sem intercepto e sem tendência na equação de cointegração ou teste VAR;

(2) sem tendência determinísticas nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de cointegração

(3) com tendência determinísticas linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de cointegração e teste VAR;

(4) com tendência determinísticas linear nos dados, com intercepto e com tendência na equação de cointegração e sem tendência no VAR;

(5) com tendência determinísticas quadrática nos dados, com intercepto e com tendência na equação de cointegração e com tendência linear no VAR;

Nota 1: para o teste do traço a hipótese nula é de que existem pleno menos "X" vetores de cointegração; para o teste do máximo valor a hipótese nula é de que existem exatamente "X" vetores característicos

FONTE: Elaborado pela pesquisa (2014)

A equação que determina a relação de longo prazo entre as séries é especificada a seguir, com base nos coeficientes das equações de cointegração apresentados na primeira parte da Tabela 5.

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\text{Fortaleza}) = & 0,23 + 0,058134 \text{Ln}(\text{aracaju}) - 0,616501 \text{Ln}(\text{natal}) - 0,979008 \\ & \text{Ln}(\text{João Pessoa}) + 0,431165 \text{Ln}(\text{Salvador}) + 0,164316 \text{Ln}(\text{recife}) - 0,000550t \end{aligned} \quad (59)$$

Novamente, como a Equação (59) foi definida na forma logaritmo, os coeficientes relacionados às séries de gastos mensais com a cesta básica de alimentação representam as elasticidades preços dos produtos que compõem essas cestas. Assim, um aumento de 1% nos preços médios dos produtos que compõem a cesta básica de alimentação (e, portanto, nos gastos com essa cesta) em Aracaju leva a um aumento de 0,05% nos preços médios dos produtos que compõem a cesta básica de alimentação (e, portanto, nos gastos com essa cesta) em Fortaleza. Da mesma forma, um aumento de 1% nos preços médios dos produtos que compõem a cesta básica de alimentação (e, portanto, nos gastos com essa cesta) em Natal leva a uma relação negativa de 0,61% nos preços médios dos produtos que compõem a cesta básica de alimentação (e, portanto, nos gastos com essa cesta) em Fortaleza; já um aumento de 1% nos preços médio dos produtos que compõem em João Pessoa leva a uma relação negativa de 0,97% em Fortaleza; e, por último, a análise do aumento de 1% nos preços médios dos produtos que compõem a cesta básica de Salvador e Recife, leva a uma relação positiva de 0,43% e 0,16%, r

TABELA 6 - Análise Multivariada do Vetor de Correção de Erros (VEC) para séries mensais da cesta básica de seis capitais da região do Nordeste do Brasil – período de julho de 1994 a dezembro de 2013

	D(LNFORT)	D(LNARA)	D(LNNATAL)	D(LNJNP)	D(LNSAI)	D(LNREC)
<i>Et</i>	-5.876757 (1.75615) [-3.34638]	-5.720715 (1.76928) [-3.23336]	-5.476282 (1.76886) [-3.09594]	-5.464812 (1.77097) [-3.08578]	-5.626925 (1.76235) [-3.19286]	-5.628893 (1.76910) [-3.18178]
D(LNFORT(-1))	4.431336 (1.93347) [2.29191]*	4.403326 (1.94792) [2.26052]*	4.270199 (1.94746) [2.19270]*	4.334122 (1.94979) [2.22287]*	4.339053 (1.94029) [2.23629]*	4.460926 (1.94773) [2.29032]*
D(LNFORT(-2))	1.415855 (1.86488) [0.75922]	1.485165 (1.87881) [0.79048]	1.418620 (1.87837) [0.75524]	1.376341 (1.88061) [0.73186]	1.382411 (1.87145) [0.73868]	1.465430 (1.87863) [0.78005]
D(LNARA(-1))	0.519288 (1.76730) [0.29383]	0.580137 (1.78051) [0.32583]	0.626052 (1.78009) [0.35170]	0.649588 (1.78221) [0.36448]	0.713451 (1.77354) [0.40228]	0.617968 (1.78034) [0.34711]

D(LNARA(-2))	2.430430 (1.73636) [1.39973]	2.383619 (1.74933) [1.36259]	2.453769 (1.74892) [1.40302]	2.485155 (1.75101) [1.41927]	2.380201 (1.74248) [1.36598]	2.518509 (1.74916) [1.43984]
D(LNNATAL(-1))	-3.292657 (2.05585) [-1.60161]	-3.065415 (2.07121) [-1.48001]	-3.436894 (2.07072) [-1.65976]	-3.123172 (2.07319) [-1.50646]	-3.137964 (2.06310) [-1.52100]	-3.214660 (2.07101) [-1.55222]
D(LNNATAL(-2))	-0.698444 (2.00569) [-0.34823]	-0.571611 (2.02068) [-0.28288]	-0.697799 (2.02020) [-0.34541]	-0.544736 (2.02261) [-0.26932]	-0.506616 (2.01276) [-0.25170]	-0.602341 (2.02048) [-0.29812]
D(LNJJP(-1))	-0.320764 (2.37429) [-0.13510]	-0.397364 (2.39203) [-0.16612]	-0.161258 (2.39147) [-0.06743]	-0.695324 (2.39432) [-0.29041]	-0.295445 (2.38266) [-0.12400]	-0.257572 (2.39180) [-0.10769]
D(LNJJP(-2))	-0.636847 (2.26694) [-0.28093]	-0.738485 (2.28389) [-0.32335]	-0.646671 (2.28335) [-0.28321]	-0.830421 (2.28607) [-0.36325]	-0.748550 (2.27494) [-0.32904]	-0.604994 (2.28366) [-0.26492]
D(LNSAL(-1))	-0.576728 (1.96434) [-0.29360]	-0.667200 (1.97902) [-0.33714]	-0.642211 (1.97855) [-0.32459]	-0.583374 (1.98091) [-0.29450]	-0.930072 (1.97127) [-0.47181]	-0.682868 (1.97883) [-0.34509]
D(LNSAL(-2))	-5.222668 (1.89484) [-2.75626]*	-5.318035 (1.90900) [-2.78577]*	-5.313587 (1.90855) [-2.78410]*	-5.303319 (1.91083) [-2.77541]*	-5.409137 (1.90152) [-2.84463]*	-5.387187 (1.90881) [-2.82227]*
D(LNRECIFE(-1))	-1.011019 (1.80309) [-0.56072]	-1.108046 (1.81656) [-0.60997]	-0.910831 (1.81613) [-0.50152]	-0.835439 (1.81830) [-0.45946]	-0.943091 (1.80945) [-0.52120]	-1.181006 (1.81638) [-0.65020]
D(LNRECIFE(-2))	2.423066 (1.84200) [1.31546]	2.473363 (1.85577) [1.33280]	2.497116 (1.85533) [1.34592]	2.528884 (1.85754) [1.36142]	2.614406 (1.84850) [1.41434]	2.321950 (1.85558) [1.25133]
C	0.010946 (0.05233) [0.20919]	0.011742 (0.05272) [0.22274]	0.010525 (0.05270) [0.19969]	0.010166 (0.05277) [0.19265]	0.009696 (0.05251) [0.18465]	0.010279 (0.05271) [0.19500]

** Todas as capitais foram modeladas em logaritmo natural

(*) Significativo a 5%, segundo o valor crítico $|t_{critico}| = |1,960|$ (acima de 120 observações)

FONTE: Resultados da pesquisa (2014)

Nesta seção são apresentadas as relações de causalidade das variações de preços entre as séries. Como discutido anteriormente, uma vez que as séries são não estacionárias, as relações de causalidade foram

testadas conforme proposto por Engle e Granger (1987), que consiste em verificar a significância estatística dos parâmetros de curto prazo e do parâmetro de correção do desvio da variável dependente do equilíbrio de longo prazo do modelo VEC estimado. No primeiro caso, um teste da significância estatística conjunta dos parâmetros de curto prazo indica a existência ou não de causalidade de curto prazo. No segundo caso, um teste simples da significância estatística do termo de correção de erro indica a existência ou não de causalidade de longo prazo.

Pode-se observar, pela Tabela 6, e ilustrar na Figura 4 que o parâmetro é estatisticamente diferente de zero nas relações:

- Fortaleza → Aracaju, Natal, João Pessoa, Recife e Salvador – Indica a existência de transmissão de preços da capital de Fortaleza para as outras cidades do Nordeste brasileiro citadas no estudo com os coeficientes do termo de erro defasados em dois períodos.

- Salvador → Aracaju, Natal, João Pessoa, Recife e Fortaleza – Indica a existência de transmissão de preços da cidade de Salvador para Salvador e Salvador para as outras cidades do Nordeste brasileiro citadas no estudo com os coeficientes do termo de erro defasados em dois períodos.

Figura 4 – Transmissão de preços entre capitais do Nordeste do Brasil, análise multivariada
 FONTE: Elaborado pela pesquisa (2014)

Estas relações de transmissão de preços entre a cesta básica das capitais ilustrada na figura 4 implica dizer que variações de curto prazo, nas trajetórias de equilíbrio do gasto com a cesta básica da alimentação, são corrigidas em até dois períodos seguintes.

Para Barros (1987), a análise da relação entre preços em diferentes níveis de mercado (elasticidade de transmissão de preços) é interessante por permitir a determinação da relação entre as demandas nos diferentes níveis de mercado. O valor desta elasticidade de transmissão de preços resulta do comportamento do setor de comercialização.

4.3 Modelo bivariado das taxas do mercado financeiro do Brasil

A Figura 5 apresenta em linha azul o comportamento da média dos preços da cesta básica das capitais do Nordeste do Brasil juntamente com o comportamento da taxa de juros, em linha vermelha, compreendendo um período de julho de 1994 a dezembro de 2013.

Figura 5 – Comportamento da média de preços da cesta básica das capitais e taxa de juros
FONTE: Elaborado pela pesquisa (2014)

Pode-se observar, através da Figura 5, uma linearidade entre os anos de 1996 a 2013 entre os preços da cesta básica e a taxa de juros, valendo ressaltar o pico na alta dos preços no período de 2009 a 2011 que após o período a taxa de juros caiu, pois o governo adotou políticas de reduções de impostos que incidia sobre a cesta básica, objetivando baixar os preços dos produtos que compõem a cesta básica das regiões a fim de estimular a indústria e o comércio, gerando emprego e renda.

A Figura 6 apresenta, em linha azul, o comportamento da média dos preços da cesta básica das capitais do Nordeste do Brasil, juntamente com o comportamento da taxa de câmbio, em linha vermelha, compreendendo um período de julho de 1994 a dezembro de 2013.

Figura 6 – Comportamento da média de preços da cesta básica das capitais e taxa de câmbio
FONTE: Elaborado pela pesquisa (2014)

No período dos anos de 2000 a 2007 a taxa de câmbio se elevou, como mostra na Figura 6, o que não acometeu em alterações na média dos preços dos produtos da cesta básica das capitais, que se manteve constante com um declínio acentuado no período de 2005. Neste mesmo ano, dez produtos que compõem a cesta básica nacional apresentaram redução de preços na maioria das capitais pesquisadas, são eles o tomate, o arroz, o feijão, o óleo de soja, o açúcar, a banana, o leite, a manteiga e o café, de acordo com pesquisas realizadas pelo DIEESE (2005).

A queda na inflação do país neste período em 2005, como mostra na Figura 7, influenciou para o barateamento da cesta básica nas regiões, aumentando o poder de compra da população, principalmente os indivíduos de baixa renda, contribuindo, como fator principal, para a redução da desigualdade social.

A Figura 7 apresenta, em linha azul, o comportamento da média dos preços da cesta básica das capitais do Nordeste do Brasil, juntamente com o comportamento da taxa de inflação, em linha vermelha, compreendendo um período de julho de 1994 a dezembro de 2013.

Figura 7 – Comportamento da média de preços da cesta básica das capitais x taxa de inflação
FONTE: Elaborado pela pesquisa (2014)

A elevação dos preços internacionais dos alimentos interrompeu-se em junho de 2008, devido à desaceleração da economia mundial, que se seguiu à eclosão da crise financeira no segundo semestre daquele ano. Novo movimento altista se iniciou em janeiro de 2009, perdurando até 2011, como mostra a Figura 7.

Ainda que com bastante diferenciação entre produtos, estima-se, para os próximos dez anos, que os preços médios das *commodities* agrícolas deverão estar entre 10 a 20% mais altos do que no período 1997-2006, podendo chegar a 30% no caso dos óleos vegetais (OECD/FAO, 2009).

4.3.1 Análise do Teste de Cointegração

Os resultados do teste de cointegração da Tabela 7 mostram três taxas do mercado financeiro. Analisando a taxa de juros, tem-se que tanto o teste do Traço quanto o do Máximo Autovalor revelaram a presença de 2 vetores de cointegração nas relações da cesta básica das capitais com a taxa de juros do Brasil. Já na taxa de câmbio, tanto o teste do Traço quanto o do Máximo

Autovalor apresentam a presença de 1 vetor de cointegração e, por fim, a taxa de câmbio, os testes de Traço e Máximo autovalor resultam em 1 vetor de cointegração, exceto a capital de Natal, a qual não apresenta nenhum vetor de cointegração.

TABELA 07 - Resultados do Teste de Johansen para o vetor de cointegração bivariado para a relação da cesta básica das seis capitais do Nordeste - as taxas do mercado financeiro do Brasil. (jan/99 a dez/2011)

*Rejeição da hipótese nula a 5%

¹ Estabelecido pelos critérios de seleção: valor da verossimilhança (log), teste de razão de verossimilhança (LR), erro de Predição Final (FPE), critério de informação de Akaike (AIC), critério de informação de Schwarz (SC) e o critério de informação de Hannan & Quinn (HQ)

² A defasagem ótima (n) foi definida pelos critérios acima, sendo usado n-1 defasagens no teste de Johansen

³ Os modelos são:

(1) sem tendências determinísticas nos dados, sem intercepto e sem tendência na equação de cointegração ou teste VAR;

(2) sem tendências determinísticas nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de cointegração

(3) com tendências determinísticas linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de cointegração e teste VAR;

(4) com tendências determinísticas linear nos dados, com intercepto, com tendência na equação de cointegração e sem tendência no VAR;

(5) com tendências determinísticas quadrática nos dados, com intercepto, com tendência na equação de cointegração e com tendência linear no VAR;

Nota 1: para o teste do traço a hipótese nula é de que existem pleno menos "X" vetores de cointegração; para o teste do máximo valor a hipótese nula é de que existem exatamente "X" vetores característicos

FONTE: Elaborado pela pesquisa (2014)

Segundo a tabela 7, as taxas do mercado financeiro e as séries de tempo dos preços das cestas básicas são integradas, ou seja, tem-se que essa relação é eficiente em termos de difusão de informações e operações de arbitragem, uma vez que estas informações disponíveis podem afetar preços da cesta básica das capitais.

As equações que determinam as relações de longo prazo entre as séries de taxa de juros são especificadas a seguir, com base nos coeficientes das equações de cointegração apresentados na primeira parte da Tabela 6.

$$\text{Ln}(\text{Fort}) = 0,13 + 1,064361 \text{ Ln}(\text{juros}) - 0,002090 \quad (60)$$

$$\text{Ln}(\text{Ara}) = 0,13 + 1,293288 \text{ Ln}(\text{juros}) - 0,002090 \quad (61)$$

$$\text{Ln}(\text{Natal}) = 0,14 + 1,059091 \text{ Ln}(\text{juros}) - 0,002021 \quad (62)$$

$$\text{Ln}(\text{João_Pessoa}) = 0,13 + 1,077894 \text{ Ln}(\text{juros}) - 0,001733 \quad (63)$$

$$\text{Ln}(\text{Salvador}) = 0,13 + 1,033706 \text{ Ln}(\text{juros}) - 0,002277 \quad (64)$$

$$\text{Ln}(\text{Recife}) = 0,14 + 1,119879 \text{ Ln}(\text{juros}) + 0,001631 \quad (65)$$

Apesar da série da taxa de juros não ser caracterizada por capital estudada e sim em nível Brasil merece uma atenção quanto aos seus resultados, em que para todas as seis capitais do Nordeste apresentou coeficiente maior do que 1, indicando que uma variação de 1% na taxa de juros implicará nos preços de forma mais que proporcional em cada capital, variando em torno de 1,03% a 1,29%. A elevação na taxa de juros do Brasil resulta em uma alta de preços mais que proporcional nos preços da cesta básica das capitais citadas. O resultado da relação de transmissão da taxa de juros aponta uma forte transmissão de preços entre os mercados das seis capitais do Nordeste do Brasil, em que a intensidade está bem próxima de um, mostrando

que, quanto mais linear e constante for a taxa de juros como mostra na figura 4, maior é a intensidade de transmissão de informações e operações de arbitragem.

As equações que determinam as relações de longo prazo entre as séries de taxa de câmbio são especificadas a seguir:

$$\text{Ln}(\text{Fort}) = 0,13 + 0,010799 \text{Ln}(\text{cambio}) - 0,008446 \quad (66)$$

$$\text{Ln}(\text{Ara}) = 0,12 - 0,100773\text{Ln}(\text{cambio}) - 0,007204 \quad (67)$$

$$\text{Ln}(\text{Natal}) = 0,12 + 0,083850\text{Ln}(\text{cambio}) - 0,008465 \quad (68)$$

$$\text{Ln}(\text{João_Pessoa}) = 0,13 + 0,08232\text{Ln}(\text{cambio}) - 0,006202 \quad (69)$$

$$\text{Ln}(\text{Salvador}) = 0,13 + 0,057959\text{Ln}(\text{cambio}) - 0,008443 \quad (70)$$

$$\text{Ln}(\text{Recife}) = 0,13 + 0,058380\text{Ln}(\text{cambio}) - 0,008384 \quad (71)$$

A série da taxa de câmbio para todos os mercados apresentou coeficientes muito baixos, entre 0,01% a 0,1%; ou seja, para uma variação de 1% na taxa de câmbio, os preços da cesta básica das capitais irão variar entre 0,01% a 0,1%. O resultado da relação de transmissão da taxa de câmbio aponta uma relação insignificante para com os mercados das seis capitais do Nordeste do Brasil, mostrando baixa a intensidade de transmissão de informações e operações de arbitragem.

As equações que determinam as relações de longo prazo entre as séries de taxa de câmbio são especificadas a seguir:

$$\text{Ln}(\text{Fort}) = 0,09 + 0,821619 \text{Ln}(\text{infla}) - 0,006709 \quad (72)$$

$$\text{Ln}(\text{Ara}) = 0,15 + 0,661406\text{Ln}(\text{infla}) - 0,005825 \quad (73)$$

$$\text{Ln}(\text{Natal}) = 0,094 + 0,771354\text{Ln}(\text{infla}) - 0,006791 \quad (74)$$

$$\text{Ln}(\text{João_Pessoa}) = 0,11 + 0,845984\text{Ln}(\text{infla}) - 0,006527 \quad (75)$$

$$\text{Ln}(\text{Salvador}) = 0,12 + 0,771910\text{Ln}(\text{infla}) - 0,006826 \quad (76)$$

$$\text{Ln}(\text{Recife}) = 0,13 + 0,802203\text{Ln}(\text{infla}) - 0,006671 \quad (77)$$

A taxa de inflação se apresentou com o menor coeficiente (0,661406), ou seja, para uma variação de 1% na taxa de inflação, o preço da cesta básica de Aracaju irá variar em 0,6614%. A taxa de inflação em relação aos outros mercados de preços da cesta básica das capitais do Nordeste do Brasil apresentou coeficientes próximos a 1, indicando que uma variação de, em média, 0,77% a 0,82% na taxa impactará nos preços de forma proporcional da cesta básica das capitais, variando em torno de 0,77% a 0,82%. A elevação da taxa de inflação em uma alta de preços proporcional nas capitais em estudo. O resultado da transmissão de informação da taxa de inflação é considerável ao ponto que gera uma intensidade proporcional para com o mercado dos preços da cesta básica das capitais, mostrando que uma variação linear da taxa de inflação, excluindo fatores externos envolvendo choques adversos de oferta, acompanhará uma transmissão de informação e operações de arbitragem de forma linear e proporcional.

4.3.2 Análise do Modelo de Correção de Erros (VEC)

Conforme revelado pelo resultado do teste de cointegração, tanto o teste do Traço quanto o do Máximo Autovalor revelaram a presença de 2 vetores de cointegração para de taxa de juros, ou seja, o número de vetores de cointegração é igual ao número de variáveis, significando que o ranking é pleno, deve-se utilizar o Modelo Vetorial Auto-Regressivo (VAR) em nível. Já para as relações entre as capitais e as variáveis taxa de câmbio e taxa de inflação apresentou apenas 1 vetor de cointegração para os dois testes, utilizou-se o Modelo de Correção de Erros (VEC) como apresentado na tabela 8.

TABELA 8 – Análise do Vetor de Correção de Erro (VEC) para séries mensais da taxa de câmbio e taxa de inflação do Brasil – período de julho de 1994 a dezembro de 2013.

Relações**	$t_{estimado1}$	$t_{calculado1}$	$t_{estimado2}$	$t_{calculado2}$
TAXA DE CÂMBIO				
Aracaju – Câmbio	-0,002332	(-0,71258)	-0,002797	(-0,92954)
Fortaleza – Câmbio	-0,002611	(-0,79113)	-0,003195	(-1,05225)
Natal – Câmbio	-0,002236	(-0,67945)	-0,008992	(-0,98878)
João Pessoa – Câmbio	-0,002492	(-0,75663)	-0,003018	(-0,99696)
Recife – Câmbio	0,001528	(0,49708)	0,001302	(0,43019)
Salvador – Câmbio	-0,002187	(-0,66291)	-0,002813	(-0,92766)
TAXA DE INFLAÇÃO				
Aracaju – Inflação	0,545286	(0,38920)	-1,785761	(-1,27716)
Fortaleza – Inflação	-0,694936	(-0,61409)	-0,388009	(-0,34285)
Natal – Inflação	0,118724	(0,10375)	-2,058306	(-1,75869)
João Pessoa – Inflação	0,116639	(-0,09758)	-1,6428824	(-1,34822)
Recife – Inflação	0,666079	(0,60865)	-1,225773	(-1,12970)
Salvador – Inflação	-0,247657	(-0,20094)	-0,022169	(-0,01777)

** Todas as capitais foram modeladas em logaritmo natural

(*) Significativo a 5%, segundo o valor crítico $|t_{crítico}| = |1,960|$ (acima de 120 observações)

FONTE: Resultados da pesquisa (2014)

A tabela 8 mostra que não há significância em nível de 5% de confiança, segundo a análise de vetor de correção de erros (VEC), não havendo transmissão de preços nas relações analisadas entre as cestas básicas e a taxa de câmbio e taxa de inflação

4.3.3 Análise do Teste de Causalidade de Granger

Segundo Mahon (2010), causalidade é a relação entre um evento A (a causa) e um segundo evento B (o efeito), provido que o segundo evento seja uma consequência do primeiro. Caracteriza uma relação causal, distinguindo-a de uma simples correlação. No sentido mais amplo, a causalidade ou determinação de um fenômeno é a maneira específica na qual os eventos se relacionam e surgem.

Dentre as várias classificações de causalidade, apresentam-se as seguintes: causalidade linear ou simples, que corre quando uma causa provoca um efeito proporcional (isto é, linear); gatilho: ocorre quando uma causa

provoca um efeito desproporcional (isto é, não-linear); efeito dominó: ocorre quando uma causa provoca um efeito de proporção diferente (não-linear) em sua proximidade, que então acarretará outra mudança na proximidade da mesma proporção, e assim por diante, em sequência linear (MAHON, 2010).

O teste de causalidade de Granger utilizado para análises de causa e efeito entre as taxas do mercado financeiro e os preços da cesta básica das seis capitais do Nordeste modeladas na Tabela 9 (Apêndice 2) apresenta três análises de causalidade que têm por hipótese nula as seguintes:

Análise 1: Preço da cesta básica das capitais x taxa de juros

H0: “Ln(capital) – preço em logaritmo da cesta básica da capital” não causa Granger “Ln(juros) – preço em Ln da taxa de juros do Brasil”

H1: “Ln(capital) – preço em logaritmo da cesta básica da capital” causa Granger “Ln(juros) – preço em Ln da taxa de juros do Brasil”

H0: “Ln(juros) – preço em Ln da taxa de juros do Brasil” não causa Granger “Ln(capital) – preço em logaritmo da cesta básica da capital”

H1: “Ln(juros) – preço em Ln da taxa de juros do Brasil” causa Granger “Ln(capital) – preço em logaritmo da cesta básica da capital”

As relações que aceitam a hipótese nula são as que possuem um *p*-valor maior que o nível de significância de 5% de confiança, as quais são todos os preços da cesta básica de cada capital para com a taxa de juros.

E as variáveis que rejeitam a hipótese nula possuindo uma relação de causalidade, é a que as séries relacionadas aos preços da cesta básica das capitais produz um efeito sobre a série da taxa de juros, como ilustrado na Figura 8.

Figura 8 – Causalidade de Granger entre os valores da taxa de juros para o preço das cestas básicas das capitais

> FONTE: Elaborado pela pesquisa (2014)



A Figura 8, que demonstra o teste de causalidade de Granger, colabora com os dados de interpretações dos coeficientes de cointegração em que a taxa de juros possui uma influência sobre as informações e operações de arbitragem nos preços da cesta básica de cada uma das seis capitais no Nordeste do Brasil, ou seja, alterações na taxa de juros provocam efeitos mais que proporcionais nos preços da cesta básica.

Análise 2: Preço da cesta básica das capitais x taxa de câmbio

H0: “Ln(capital) – preço em logaritmo da cesta básica da capital” não causa Granger “Ln(câmbio) – preço em Ln da taxa de juros do Brasil”

H1: “Ln(capital) – preço em logaritmo da cesta básica da capital” causa Granger “Ln(câmbio) – preço em Ln da taxa de juros do Brasil”

H0: “Ln(câmbio) – preço em Ln da taxa de juros do Brasil” não causa Granger “Ln(capital) – preço em logaritmo da cesta básica da capital”

H1: “Ln(câmbio) – preço em Ln da taxa de juros do Brasil” causa Granger “Ln(capital) – preço em logaritmo da cesta básica da capital”

Para todas as situações de causalidades sugeridas e testadas no modelo resultaram na *p-valor* maior que o nível de significância, rejeitando a hipótese nula, não havendo nenhuma relação de causalidade, nem no sentido preço da cesta básica das capitais para com a taxa de câmbio, como também, não havendo nenhuma relação de causa e efeitos o sentido da taxa de câmbio para preço da cesta básica das capitais.

Análise 3: Preço da cesta básica das capitais x taxa de inflação

H0: “Ln(capital) – preço em logaritmo da cesta básica da capital” não causa Granger “Ln(inflação) – preço em Ln da taxa de juros do Brasil”

H1: “Ln(capital) – preço em logaritmo da cesta básica da capital” causa Granger “Ln(inflação) – preço em Ln da taxa de juros do Brasil”

H0: “Ln(inflação) – preço em Ln da taxa de juros do Brasil” não causa Granger “Ln(capital) – preço em logaritmo da cesta básica da capital”

H1: “Ln(inflação) – preço em Ln da taxa de juros do Brasil” causa Granger “Ln(capital) – preço em logaritmo da cesta básica da capital”

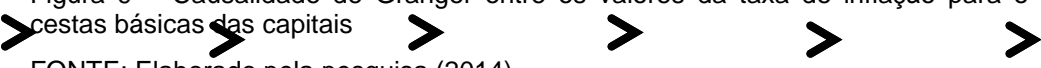
As relações que aceitam a hipótese nula são as que possuem um *p*-valor maior que o nível de significância, as quais são:

Ln(fortaleza) – Ln(inflação); Ln(Aracaju) – Ln(inflação); Ln(Natal) – Ln(inflação); Ln(João Pessoa) – Ln(inflação); Ln(Salvador) – Ln(inflação); Ln(Recife) – Ln(inflação).

As relações que aceitam a hipótese nula são as que possuem um *p*-valor maior que o nível de significância de 5% de confiança, as quais são todos os preços da cesta básica de cada capital para com a taxa de inflação.

E as variáveis que rejeitam a hipótese nula possuindo uma relação de causalidade, são as séries relacionadas aos preços da cesta básica das capitais produzindo um efeito sobre a série da taxa de inflação, como ilustrado na Figura 9.

Figura 9 – Causalidade de Granger entre os valores da taxa de inflação para o preço das cestas básicas das capitais



FONTE: Elaborado pela pesquisa (2014)

A Figura 9, que demonstra o teste de causalidade de Granger, colabora com os dados de interpretações dos coeficientes de cointegração em que a taxa de inflação possui uma influência sobre as informações e operações de arbitragem nos preços da cesta básica de cada uma das seis capitais no Nordeste do Brasil, ou seja, alterações na taxa de juros provocam efeitos proporcionais nos preços da cesta básica.

Os resultados de transmissões de preços apresentados através do vetor de correção de erros, demonstrados na tabela 8, se mostrou bem diferente dos resultados do teste de causalidade de Granger, como mostra a Figura 8. De acordo com Aguiar et al (2005), apesar da pertinência das hipóteses levantadas acima para explicar os resultados dos testes de causalidade, vale lembrar que o teste de causalidade de Granger mede a precedência e o volume de informação, mas não indica por ele mesmo a causalidade no uso mais comum do termo. Ou seja, o fato de as capitais do Nordeste do Brasil ser

Granger inflação não implica que os choques (alterações) de preços dos demais mercados sejam o efeito ou resultado dos choques (alterações) de preços ocorridos na cesta básica das capitais do Nordeste brasileiro.

5 CONCLUSÕES

Neste trabalho, foram realizados testes buscando identificar a integração espacial entre os gastos com a cesta básica de alimentação e a relação entre estas e as taxas de juros, câmbio e inflação do mercado financeiro nas capitais de Fortaleza, Aracaju, Natal, João Pessoa, Salvador e Recife, da região Nordeste do Brasil. Como as quantidades mensais de consumo dos produtos que compõem a cesta básica nessa significam que variações nos gastos mensais com a cesta seriam causados apenas por variações nos preços desses produtos e, dessa forma, estar-se-ia testando, também, o processo de transmissão de preços desses produtos entre as capitais estudadas.

As variáveis são séries estacionárias que, ao realizar os testes de raiz unitária ADF e KPSS, os resultados mostram que as séries de gastos mensais com a cesta básica de alimentação são integradas de ordem 1, $I(1)$. Os testes de cointegração, por sua vez, confirmam que os gastos mensais com a cesta básica de alimentação nas capitais da região Nordeste são integrados espacialmente, ou seja, um choque de oferta ou demanda em um desses mercados afeta os preços da cesta básica nos outros, assim como também para as taxas do mercado financeiro em relação à cesta básica das capitais envolvidas no estudo.

Os resultados do teste de causalidade de Granger, nos modelos bivariados indicaram uma transmissão de preços da capital de Salvador para Aracaju, apresentando uma causalidade bidirecional; e, para as taxas do mercado financeiro, apresentaram uma relação bivariada da relação taxa de juros para a cesta básica das capitais e taxa de inflação para as capitais, produzindo um efeito de causalidade entre as variáveis.

A partir deste estudo, pode-se inferir também a predominância da Lei do Preço Único no modelo bivariado entre as séries de Salvador e Aracaju, ou seja, variações nos preços da cesta básica na capital bahiana são totalmente repassadas para a capital sergipana. Essa evidência não se observa com os outros dois pares investigados.

A análise empírica conduzida neste trabalho não permitiu rejeitar a hipótese de que os mercados da cesta básica das principais capitais do Nordeste brasileiro e as taxas de mercado financeiro, no período compreendido entre julho de 1994 e dezembro 2013, são integrados. Quanto às relações de causalidade entre as cestas básicas dos mercados das capitais do Nordeste, o trabalho apontou para uma relação bidirecional, ou seja, a cesta básica de Salvador tem forte influência na formação do preço nos demais mercados. Constatou-se, portanto, que o mercado de Salvador é seguramente primordial para a formação do preço da cesta básica no mercado físico. Os comerciantes e os produtores precisam atentar para essa importância e passar a acompanhar mais de perto esse mercado, no que se refere às cotações de preço e informações de mercado.

Esse resultado é importante, uma vez que sugere que o mercado brasileiro de cesta básica está funcionando adequadamente. Por ser bastante competitivo, ele tem apresentado rápida difusão de informações entre os agentes de outros mercados referentes as outras principais capitais do Nordeste, que são Natal, Recife e Aracaju, permitindo que os mecanismos de arbitragem e a LPU funcionem a contento. Dadas as características dos agentes econômicos que operam, a hipótese de integração dos mercados já havia sido levantada. O que poderia impedir a integração seria algum tipo de intervenção econômica que dificultasse a exportação do produto nacional ou que dificultasse o comércio inter-regional.

A análise multivariada apresentou o mercado de Salvador, influenciando no mercado de transmissão de preços da capital de Aracaju, revela também influenciar no mercado das outras capitais: Natal, Fortaleza, Recife e João Pessoa. Além disso, Fortaleza também aparece influenciando nos mercados de causalidade e intensidade de preços da cesta básica das outras cidades referentes a este estudo.

Salvador e Fortaleza, se apresentaram como as capitais importantes e relevantes na transmissão de preços para com as outras capitais do Nordeste brasileiro, o que pode ser explicado por algumas características destes mercados, a começar, por serem duas das três maiores capitais do Nordeste, localização, população de consumo e crescimento também influenciam para que estas capitais tenham poder de causalidade e intensidade de preços dos produtos que compõem a cesta básica para a região Nordeste do Brasil.

Os resultados da transmissão de preços da cesta básica e taxas de mercado financeiro, em seu conjunto, apontaram para uma forte transmissão entre taxa de juros e cesta básica das capitais, em que a intensidade é mais de 1, mostrando que, quanto mais organizadas as localidades e sua posição regionalizada, maior é a intensidade de transmissão de preço; a taxa de câmbio e o mercado de cesta básica das capitais não mostrou resultados significantes e para a taxa de inflação, resultou numa transmissão de informações e operações de arbitragem proporcionais as suas respectivas variações.

Por fim, é válido destacar que este trabalho aferiu o grau de integração espacial dos gastos mensais das cestas básicas de alimentação nas capitais da região Nordeste do Brasil e as taxas de mercado do Brasil considerando apenas seus preços. Entretanto, em estudos posteriores recomendam-se que sejam avaliados outros determinantes que influenciam o comportamento dos preços das cestas básicas, como, por exemplo, o impacto de variações dos salários mínimos.

A obtenção de elevadas transmissões de preços entre o mercado da cesta básica e a relação da cesta básica com as taxas do mercado financeiro credencia estes mercados como uma forma importante e segura de comercialização. Isto pode ser remetido a uma possível indagação e/ou conclusão - dizer que os agentes econômicos podem ter no mercado futuro de comercialização dos produtos que compõem a cesta básica um instrumento eficaz para a administração do risco de preços de suas operações comerciais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRAS. Disponível em: <http://www.abras.com.br/economia-e-pesquisa/abrasmercado/historico/>. Acesso em: 22/07/2013.

ANDRADE, Thompson Almeida; SERRA, Rodrigo Valente. **O recente desempenho das cidades médias no crescimento populacional urbano brasileiro**. Rio de Janeiro: IPEA, 1997. (Textos para discussão, n. 554).

ASCHE, F.; GORDON, D. V.; HANNESSON, R. Price founded tests for market integration: fish markets in France. SLC: [s.n.], 1998. (**Paper to be presented at the annual meeting of the American Agricultural Economics Association**, Salt Lake City). Disponível em: <<http://www.agecon.lib.umn.edu/>>. Acesso em: 17.02.2014

ASSIS, Lenilton Francisco de; ARAÚJO, Francinelda Ferreira de; GOMES, Maria Ferreira. A terciarização da cidade média de Sobral e suas influências no comércio das cidades pequenas de Cariré e Varjota - CE. **Revista da Casa da Geografia de Sobral** v. 8/9, p. 123-140, Sobral. Disponível em: <http://www.uvanet.br/rcg> Acesso em: 12 dez. de 2007.

ASSIS, Lenilton Francisco de; RODRIGUES, Antonia Helaine Veras. Os supermercados e o pequeno comércio: transformações e resistências numa cidade média do Nordeste brasileiro - Sobral - Ceará. **Finisterra - Revista Portuguesa de Geografia**, 2008.

BADEN FULLER, C. W. (1979), "Article 86 EEC: Economic Analysis of the Existence of a Dominant Position", **European Law Review** 4: 423

BARROS, G. S. A. C.; BURNQUIST, H. L. Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo. In: ENCONTRO LATINO AMERICANO DA ECONOMETRIC SOCIETY, 7., 1987, São Paulo. **Anais...** São Paulo: [s.n.], 1987. p. 175-190.

BISHOP, Robert V. The construction the use of causality tests. **Agricultural Economics Research**. Washington D. C., v. 31, n 4.

BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CARVALHO, H. D.; SCALCO, P. R.; LIMA, J. E. Integração espacial entre os preços das cestas básicas nas capitais da região. **Revista Economia**, v. 10, n. 2, p. 373-399, mai./ago. 2009

CORRÊA, Roberto Lobato. **O espaço urbano**. 4. ed. São Paulo: Ática, 2002.

DAVIRON, B. *et al.* Price volatility and food security. Rome, CFS, 2011 (HLPE Report 1).DIEESE. Preço da cesta sobe em nove cidades. Nota à Imprensa. São Paulo, 5 de outubro de 2012

DIEESE. **Banco de dados da cesta básica nacional**. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br>>. Acesso em: 10/07/2013

DIEESE. Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos. **Cesta básica nacional**. Disponível em:

<<http://turandot.dieese.org.br/bdcesta/capital.html>>. Acesso em: 22 de novembro de 2013.

DIEESE. Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos. **Metodologia da pesquisa cesta básica DIEESE & PROCON**. São Paulo, 1993.

DIEESE. NEAD. Estatísticas do Meio Rural 2010-2011. Brasília: MDA: DIEESE, 2011. Drewnowski A & Darmon N, 2005. The economics of obesity – dietary energy density and energy cost. *Am J Clin Nutr* 82, 265–273.

ELLIOT, G., Rothemberg, T.J. & Stock, J.H. (1996). Efficient test for autorregressive unit root. **Econometrica**, 64

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar..<http://dx.doi.org/10.2307/1913236>1987

FEET, Mauro S. & SANTOS, Everson V. Causalidade e Elasticidade na transmissão do preço da maçã entre produtor, atacado e varejo no Rio Grande do Sul. **Anais do XXXVII Congresso Brasileiro de Sociologia Rural – SOBER**. Foz do Iguaçu, 1999.

FERGUSON, C. E. **Microeconomia**. Rio de Janeiro. Forense Universidade, 1992.

Ferreira, F.; Fruttero, A.; Leite, P.; Lucchetti, L. **Rising Food Prices and Household Welfare**. Policy Research Working Paper, 5652, World Bank, May 2011.

FELDENS, Aray M. Formação de preço agrícolas a nível varejista. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Brasília, v. 17, nº 3.

FILLIPI, Eduardo E. & WAQUIL, Paulo D. Transmissão de preços entre níveis de atacado e varejo: metodologia e estudo de caso aplicado na região metropolitana de Porto Alegre. **Anais do XXXVII Congresso Brasileiro de Sociologia Rural – SOBER**. Foz do Iguaçu, 1999.

FLACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price analysis: forthcoming. **Handbook of Agricultural Economics**, [S.l.], p. 1-59, Aug. 2000.

FLAMINOW, M. D.; BENSON, B. I. Integration of spatial markets. **American Journal of Agricultural Economics**, [S.l.], v. 72, n. 1, p. 49-62, 1990.

GIL, Antônio Carlos. **Métodos e técnicas de pesquisa social**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 1999, 2006.

GONZÁLEZ-RIVERA, G.& HELFAND, S. M. (2001). The extent, pattern and degree of market integration: A multivariate approach for the Brazilian rice market. **American Journal of Agricultural Economics**, 83:576–592.

GOODWIN, B. K. **Spatial and vertical price transmission in meat markets**. Lexington, KY: [s.n.], Apr.. (Paper prepared for workshop on **Market Integration and Vertical and Spatial Price Transmission in Agricultural Markets, University of Kentucky**). 2001

HAUG, Wolfgang Fritz. **Crítica da estética da mercadoria**. São Paulo: EDUNESP, 1997.

HOLANDA, Virgínia Célia Cavalcante. **Modernizações e espaços seletivos no Nordeste brasileiro**. Sobral: Conexão Lugar/Mundo. 254 f. Tese (Doutorado em Geografia Humana) - Departamento de Geografia. Faculdade

de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo. São Paulo, 2007.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Contagem da população de 2010**. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br> Acesso em: 22 abril 2008

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P., SCHMIDT, P. e SHIN, Y. (1992). "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root". **Journal of Econometrics**, 54

LABINI, Paolo Sylos. **Oligopólio e progresso técnico**. Rio de Janeiro. Forense Universidade. 1980.

LAVINAS, L. **Acessibilidade alimentar e estabilização econômica no Brasil nos anos 90**. Rio de Janeiro: IPEA, set. 1998. (Texto para discussão n. 591)

LOSAN (2006). BRASIL. **Lei Orgânica de Segurança Alimentar e Nutricional** (LOSAN) Lei nº 11.346, de 15 de setembro de 2006

MADDALA, G. S. (1988). Introduction to econometrics. **Macmillian Publishing Company**. New York.

MALUF, Renato S. **Volatilidade dos preços internacionais e inflação de alimentos no Brasil: fatores determinantes e repercussões na segurança alimentar e nutricional**. Câmara Interministeral de Segurança Alimentar. 2013.

MAHON, José Roberto Pinheiro. **TEOREMA DE BELL E SUAS CONSEQUÊNCIAS** - aparaciencias.org. Disponível em: http://aparaciencias.org/vol-2.2/02_Bell_pp5-22.pdf. Acesso em: 17.02.2014

MELO, José Marques de. **Cidadania Global, identidade nordestina: ética da comunicação na era da internet.** Disponível em: <http://books.scielo.org/id/5nbzq>. Acesso em 14.01.2014

MUNDO ESTRANHO. Disponível em: <http://mundoestranho.abril.com.br/materia/quais-produtos-compoem-a-cesta-basica>. Acesso em 22/07/2013

O POVO *online*. **Setor de supermercado deve ter mais crescimento do que o Estado.** Disponível em <http://www.opovo.com.br/app/opovo/economia/2013/01/24/noticiasjornaleconomia,2993848/setor-de-supermercado-deve-ter-mais-crescimento-do-que-o-estado.shtml>. Acesso em: 22/07/2013

OECD / FAO. *Agricultural Outlook 2011-2020*. 2011

PINTAUDI, Silvana Maria. A cidade e as formas de comércio. In: CARLOS, Ana Fani A. (Org.). **Novos caminhos da geografia**. São Paulo: Contexto, p. 143-159.

POSSAS, M. L. **Estruturas de Mercado em Oligopólio**. São Paulo, Hucitec, 1985.

ROSADO, P. L. **Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos**. 2006. 117f. Tese(Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.

SANTOS, Kleber. Economia. Disponível em: <http://www.primeiramao.blog.br/post.aspx?id=1486>. Acesso em 17 de fevereiro de 2014.

SANTOS, Milton; SILVEIRA, María Laura. **O Brasil**: território e sociedade no início do século XXI. 3. ed. Rio de Janeiro: Record, 2001.

SEXTON, R. J.; KLING, C. L.; CARMAN, H. F. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to U.S. celery. **American Journal of Agricultural Economics**, [S.l.], v. 73, n. 3, p. 569-580, 1991.

SILVA, José Borzacchiello da. **Entrevista à folha da UVA**. n. 169. Ano 4. Sobral, 10 de junho de 2006. p. 2-3

SIMS, Christopher A. Money, Income, and Causality. **The American Economics Review**. Menasha, v 62, n. 4(1980).

TIGRE, Paulo Bastos. Paradigmas Tecnológicos e Teorias Econômicas da Firma. **Revista Brasileira de Inovações**. V.4, n.1, jan/jun 2005, p. 187-225.

WHISH, R. (2003), *Competition Law*, Lexis-Nexis Butterworths.

APÊNDICES