

**SAZONALIDADE DA RAÇÃO ESSENCIAL
MÍNIMA NAS GRANDES REGIÕES
METROPOLITANAS BRASILEIRAS**

MARCELO INÁCIO FERREIRA FERRAZ

2007

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

MARCELO INACIO FERREIRA FERRAZ

**SAZONALIDADE DA RAÇÃO ESSENCIAL MÍNIMA NAS
GRANDES REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS**

Tese apresentada a Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Doutorado em Agronomia, área de concentração em Estatística e Experimentação Agropecuária, para obtenção do título de "Doutor".

Orientador

Dra. Thelma Sáfadi

LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
2007

**Ficha Catalográfica Preparada pela Divisão de Processos Técnicos da
Biblioteca Central da UFLA**

Ferraz, Marcelo Inácio Ferreira

Análise da sazonalidade da ração essencial mínima nas grandes regiões metropolitanas brasileiras / Marcelo Inácio Ferreira Ferraz. -- Lavras : UFLA, 2007.

187 p. : il.

Orientador: Thelma Sáfadi.
Tese (Doutorado) – UFLA.
Bibliografia.

1. Ajustamento sazonal. 2. Sazonalidade. 3. Ração essencial mínima. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD-519.5
-630.2195

MARCELO INÁCIO FERREIRA FERRAZ

**A SAZONALIDADE DO CUSTO DA RAÇÃO ESSENCIAL MÍNIMA
NAS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS**

Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras,
como parte das exigências do Curso de Doutorado em
Agronomia, área de concentração em Estatística e
Experimentação Agropecuária, para obtenção do título
de "Doutor".

APROVADA em 9 de fevereiro de 2007,

Prof. Dr. Augusto Ramalho de Moraes UFLA

Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Júnior UFLA

Prof. Dr. Ricardo Pereira Reis UFLA

Prof. Dr. Luiz Koodi Hotta Unicamp

Dr Thelma Sáfadi
UFLA
(Orientador)

LAVRAS
MINAS GERAIS – BRASIL

AGRADECIMENTOS

A DEUS, por tudo que tenho conquistado na vida.

A meus pais Elpídio e Magaly, pela formação moral e intelectual que permitiram meu desenvolvimento pessoal.

À minha esposa Diokleciany e meu filho Arthur, que, no convívio do dia-a-dia, e ainda souberam compreender a minha ausência em vários momentos, pelas palavras de incentivo.

À Universidade Estadual de Santa Cruz e aos colegas do Departamento de Ciências Exatas e Tecnológicas pela liberação para a realização do curso.

A Coordenadoria de Aperfeiçoamento de Pessoal de Ensino Superior (CAPES), pela concessão da bolsa de estudo.

Aos professores membros da banca examinadora, Thelma, Augusto, Luiz Gonzaga, Hotta e Ricardo pelas sugestões.

A todos os professores e funcionários do Departamento de Exatas da UFLA.

A minha orientadora Thelma, pela oportunidade de mais uma vez aprender com sua experiência, pela paciência, pela troca de idéias, pela relação amiga com que me permitiu desenvolver este trabalho.

Aos colegas do curso pelo convívio e amizade.

Por fim, a todos que de alguma forma contribuíram para que fosse possível a realização deste sonho.

SUMÁRIO

RESUMO	i
ABSTRACT	ii
CAPÍTULO 1	1
1 INTRODUÇÃO GERAL	1
2- REFERENCIAL TEÓRICO	6
2.1- Ração Essencial Mínima e Custo de Vida Regional	6
2.1.1- Ração Essencial Mínima	6
2.1.2- Gastos Familiares com Alimentação e Custos de Vida Regional	13
2.2- Séries Temporais e Ajuste Sazonal	15
2.2.1- Séries Temporais	15
2.2.2- Ajuste Sazonal	18
2.2.3- Histórico do Ajuste Sazonal	21
2.2.4- Métodos de Ajuste Sazonal Baseados em Médias Móveis	26
2.3- Método X-11	27
2.4- Método X-11 ARIMA do Statistics Canada	31
2.5- Método X-12 -ARIMA	33
2.5.1 - Modelo RegARIMA	35
2.5.2 - Identificação e Seleção de Modelos	37
2.5.3 - Ajuste Sazonal (X-11 modificado)	39
2.5.4 - Medidas de Diagnóstico do Ajuste	41
2.5.4.1- Estatística M e Q	41
2.5.4.2- Estimativa do Espectro	47
2.5.4.3- Sub-períodos Móveis (“Sliding Spans”)	49
2.5.4.4- Revisões Históricas	50
2.6.4- Aplicações de Procedimentos de Ajuste Sazonal	52
3 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	57
CAPÍTULO 2	64
Impacto do deflacionamento e da dolarização nos fatores sazonais das séries de custo da ração essencial mínima nas regiões metropolitana brasileiras	64
RESUMO	65
ABSTRACT	66
1 INTRODUÇÃO	67
2 MATERIAL E MÉTODOS	70
3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	74
4 CONCLUSÃO	88
5 REFERENCIAS BIBLIOGÁFICAS	89
ANEXOS A.2	90

CAPÍTULO 3	109
Sazonalidade do custo da ração essencial mínima em quinze regiões metropolitana brasileiras.....	109
RESUMO	110
ABSTRACT	111
1 INTRODUÇÃO.....	112
2 MATERIAL E MÉTODOS.....	114
3 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	117
3.1- Análise preliminar	117
3.2- Ajuste sazonal direto	119
3.3- Ajuste sazonal indireto	124
3.4- Comparação do ajuste sazonal direto e indireto	128
3.5- Comparação dos fatores sazonais e do processo gerador	132
4 CONCLUSÕES	138
5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	139
ANEXOS A.3	141
CAPÍTULO 4	156
Sazonalidade do custo da ração essencial mínima nas regiões metropolitana de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, antes e após o Plano Real.....	156
RESUMO	157
ABSTRACT	158
1 INTRODUÇÃO.....	159
2 MATERIAL E MÉTODOS.....	161
3 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	164
3.1 Período de janeiro de 1983 a dezembro de 2005	168
3.2 Período anterior ao Plano Real - janeiro de 1983 a junho de 1994.....	172
3.3 Período pós Plano Real – julho de 1994 a dezembro 2005.....	175
3.4 Comparação dos fatores sazonais dos períodos anterior e pós-Plano Real.....	178
4 CONCLUSÕES	185
5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	186
CONCLUSÃO GERAL	187

RESUMO

FERRAZ, Marcelo Inácio Ferreira. **Análise da sazonalidade da ração essencial mínima nas grandes regiões metropolitanas brasileiras**. 2007. p.01-189. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agropecuária) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.*

A questão da sazonalidade nas séries de preços alimentícios ocupa papel central na orientação dos produtores agrícolas e dos comerciantes, bem como na discussão e formação de políticas agrícolas do governo. Considerando ainda que os gastos das famílias brasileiras com alimentação, nos últimos anos, têm sido afetados por mudanças estruturais na renda e nos preços relativos o conhecimento das variações sazonais da ração essencial mínima é de grande relevância. Dessa forma o presente estudo é dedicado à análise das séries de custo da ração essencial mínima nas principais regiões metropolitanas brasileiras no período de janeiro de 1983 a dezembro de 2005. Como procedimento de ajuste sazonal utilizou-se o X-12-ARIMA. Os resultados revelaram que as regiões metropolitanas possuem o mesmo processo gerador, porém com comportamento sazonal distinto, sendo a estrutura sazonal alterada quando da utilização de deflatores e da conversão ao dólar. Observou-se também que a estabilização da economia brasileira a partir do Plano Real alterou a estrutura sazonal das séries analisadas.

Palavras-chave: ajustamento sazonal, sazonalidade, ração essencial mínima.

* Comitê Orientador: Thelma Sáfydi - UFLA (Orientador), Augusto Ramalho de Moraes - UFLA.

ABSTRACT

FERRAZ, Marcelo Inácio Ferreira. **Seasonality analysis of the minimal essential ration in the main brazilian metropolitan regions.** 2007. p. 1-189
Thesis (Doctor Degree in Statistics and Agricultural Experimentation) – Federal University of Lavras, Lavras, Minas Gerais, Brazil.*

The matter of seasonality among food prices has an important role to the orientation of agriculture producers and to merchants, as well as, in the discussion and creation of government agricultural policies. Considering, though, the expenses of Brazilian families in relation to food items, it has been affected by structural changes, in the last years, on the incomes and prices related to the understanding and knowledge of the seasonal variations of the minimal essential ration is of great relevance. Thus, this study refers to the minimal essential ration series of costs analysis in the main Brazilian metropolitan regions from January 1983 to December 2005. The X-12-ARIMA was used as seasonal adjustment procedure. The results revealed metropolitan regions possess the same generator process, but having a distinct seasonal behavior; the seasonal structure is altered when using deflationists and the conversion into dollar. It was observed as well the fact that Brazilian economy stability since “Plano Real” (economy plan inserted in Brazil) altered the seasonal structure of the series of cost.

Key words: seasonal adjustment, seasonality, minimum essential ration.

* Guidance Committee: Thelma Sáfiadi – UFLA (Major Professor), Augusto Ramalho de Moraes - UFLA.

CAPÍTULO 1

1INTRODUÇÃO GERAL

A política social no Brasil teve uma mudança importante na década de trinta, durante o governo de Getúlio Vargas, quando, através do Decreto-Lei nº 399 de abril de 1938, regulamentou a instituição do salário mínimo, e do Decreto-Lei nº 2162 de 1º de maio de 1940, que fixou os valores do salário que passariam a vigorar a partir do mesmo ano.

O critério utilizado para orientar o valor do salário mínimo ao ser instituído levava em conta a garantia da compra da cesta básica, que, segundo o Decreto-Lei 399, representa uma quantia mínima de alimentos, a chamada “ração essencial mínima”, considerada como essencial e indispensável à sobrevivência do trabalhador adulto.

Porém, os gastos das famílias brasileiras com alimentação têm sido afetados pelas alterações na renda e em sua distribuição, pelos preços relativos dos bens disponíveis, e também como por outras transformações estruturais ocorridas na sociedade brasileira tais como: a urbanização e o estilo de vida, as mudanças demográficas, a composição das famílias e o grau de instrução do chefe da unidade familiar.

Na medida em que os gastos com alimentação ainda são fundamentais no orçamento das famílias de menor renda, principalmente nas regiões mais pobres do país, estudos sobre a evolução histórica do custo da ração essencial ganham grande importância, no sentido de orientar a formação de políticas

públicas voltadas para a melhoria da segurança alimentar e das condições de nutrição dessa população.

As séries econômicas e em especial as de produtos alimentícios são, em grande maioria, afetadas pelos eventos sazonais provocados direta ou indiretamente, pela existência das estações do ano e pelo efeito de calendário (fatores culturais) que podem dificultar a interpretação da variável em estudo. Nesse sentido, a identificação e a interpretação das flutuações econômicas periódicas nas séries temporais econômicas são de importância fundamental para a correta análise dos agregados-econômicos. Portanto, os métodos de ajustamento sazonal ou de dessazonalização vêm ao longo do tempo representando papel de grande importância nos estudos das séries temporais econômicas.

Segundo Hoffmann (1998), o conhecimento da variação sazonal dos preços é de suma importância para a orientação dos produtores agrícolas e dos comerciantes, bem como para a formação de políticas agrícolas do governo. Para o próprio consumidor, principalmente no caso de cooperativas de consumo ou de grandes consumidores (hotéis, hospitais, etc.), esse conhecimento também é de interesse para escolher a melhor ocasião de efetuar suas compras. Ademais, o conhecimento do índice de variação sazonal do preço de um produto agropecuário é essencial para a previsão de seus preços em determinada época do ano.

Devido à importância do planejamento para a comercialização e consumo de produtos, o conhecimento das variações sazonais dos preços fornece subsídios aos produtores para alocação temporal mais eficiente. Além disso, pode servir para orientar o consumidor sobre as melhores épocas de compra, melhorando a eficiência da utilização da renda.

Apesar do consenso sobre a existência de sazonalidade nas séries de preços de produtos alimentícios, ainda são poucos os estudos sobre as variações

sazonais da ração alimentar essencial, principalmente de âmbito regional. O conhecimento das variações sazonais da cesta básica é de grande importância, tendo em vista que o salário mínimo é reajustado somente uma vez por ano.

Ressalta-se, assim, a importância e a necessidade de estudos empíricos da sazonalidade do mercado de produtos agrícolas no Brasil, incluindo, nesse caso, os preços dos produtos alimentícios que compõem a cesta básica. A sazonalidade e os fatores que influenciam, se bem conhecidos e avaliados, permitirão uma prospecção mais efetiva em torno de previsões de mercado. Assim, apresentar uma análise comparativa dos custos da ração essencial mínima para diferentes regiões metropolitanas brasileiras, considerando os fatores sazonais regionais, poderá fornecer elementos para a elaboração de políticas públicas voltadas para a melhoria da qualidade de vida.

Nos países desenvolvidos o ajustamento sazonal de séries temporais econômicas é uma prática oficial das agências governamentais há vários anos, que disponibilizam as séries sobre sua economia ajustadas sazonalmente. A grande popularização destas técnicas se deve, em grande parte, à disponibilidade de técnicas de ajustamento informatizadas, tais como: o Método X-11 desenvolvido pelo U.S. Bureau of the Census, o Método X-11-ARIMA, desenvolvida pelo Statistics Canada e o Método X-12-ARIMA, disponibilizado pelo U.S. Bureau of the Census.

O presente estudo tem como objetivo principal avaliar o eventual comportamento sazonal do custo da ração essencial mínima e dos itens que a compõem nas principais regiões metropolitanas brasileiras utilizando o método de ajustamento sazonal X-12-ARIMA. Além desse objetivo principal, os seguintes objetivos específicos são perseguidos: comparar os fatores sazonais e processo gerador das séries das diferentes regiões; avaliar as possíveis alterações nos fatores sazonais quando da utilização de diferentes índices de preços e da

conversão ao dólar; verificar se os fatores sazonais sofreram alterações com a estabilização da economia brasileira.

A longo prazo, pretende-se que esta pesquisa possa contribuir para a adoção de procedimentos de ajustamento sazonal para análise de séries temporais da economia brasileira. E por último, contribuir na discussão das questões regionais do Brasil de acesso a alimentação que ainda tem um peso muito grande no orçamento das famílias de menor renda, principalmente nas regiões mais pobres.

O trabalho será dividido em capítulos: O primeiro capítulo consiste numa revisão bibliográfica sobre ração essencial mínima e custo de vida regional, séries temporais e ajuste sazonal (método X-11, X-11-ARIMA e X-12-ARIMA) e algumas aplicações de procedimentos de ajustamento sazonal.

No segundo capítulo analisam-se as séries que compõem o custo da ração essencial mínima (carnes, leite, feijão, arroz, farinha, batata, tomate, pão francês, café em pó, banana, açúcar, banha/óleo e manteiga), para as regiões metropolitanas de Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Florianópolis, Fortaleza, Goiânia, João Pessoa, Natal, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador, São Paulo e Vitória. Foi testado o ajuste direto e indireto das séries de custo no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. Testou-se também a igualdade dos fatores sazonais regionais.

Já o terceiro capítulo avalia se o uso de deflatores e da dolarização alteram os fatores sazonais e o processo gerador das séries de custo da ração essencial mínima. Foram consideradas as séries das regiões metropolitanas de Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005.

E, finalmente, no quarto capítulo, testou-se se a estabilização da economia brasileira (Plano Real) alterou os fatores sazonais das séries de custo

do período anterior para cada uma das quatro regiões metropolitanas. Foram analisadas as séries do custo da ração essencial mínima das regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro no período de janeiro de 1983 a dezembro de 2005.

2- REFERENCIAL TEÓRICO

2.1- Ração Essencial Mínima e Custo de Vida Regional

2.1.1- Ração Essencial Mínima

Segundo o Decreto Lei 399, todo trabalhador adulto tem direito a uma quantia mínima de alimentos, a chamada ração essencial mínima. Para estabelecer os itens que compõem a cesta básica (ração essencial mínima) foi realizado um estudo censitário em diferentes localidades e coletadas informações junto às empresas de várias regiões, por meio das Comissões de Salários Mínimo, criadas antes da instituição do salário mínimo pela lei n. 185 de 14 de janeiro de 1936.

Conforme Sabóia (1984), o país foi dividido em 22 regiões dentre os 20 Estados existentes na época, mais o território do Acre e o Distrito Federal. Todas as regiões que correspondiam a estados foram divididas ainda em sub-região, num total de 50 sub-regiões. Para cada sub-região fixou-se um valor para o salário mínimo, num total de 14 valores distintos para todo o Brasil. Esses estudos além de definirem os valores mínimos regionais a serem pagos aos trabalhadores por região do país, fixaram a ração essencial mínima por região.

Na determinação dessa ração, os alimentos foram divididos em treze grupos, conforme a seguir:

- Grupo I - carne verde, carnes conservadas, vísceras, aves, peixes, peixes conservados, camarão, caranguejo, siri, tartaruga, caça, mexilhões.
- Grupo II - queijo, manteiga.
- Grupo III - banha, toucinho, óleos vegetais.
- Grupo IV - cereais (arroz, milho).

- Grupo V - farinha (mandioca, água, lentilha, feijão, fruta-pão), massas, raízes (mandioca, aipim, batata-doce, inhame, cará), pão (simples ou misto).
- Grupo VI - leguminosas (feijão, ervilha, lentilha, guando, fava).
- Grupo VII - ervas (azeitona, agrião, alface, bertalha, caruru, celga, couve, repolho, espinafre, nabiça, etc.).
- Grupo VIII - frutos (abóbora, abóbora d'água, chuchu, quiabo, jiló, pepino, maxixe, tomate, berinjela, etc.). raízes (cenoura, nabo, rabanete, beterraba, etc.)
- Grupo IX - frutas (banana, laranja, tangerina, caju, manga, abacate, abacaxi, mamão, sapoti, melancia, goiaba, figo, abricó do pará, castanha do pará, etc.).
- Grupo X - açúcar, melado, melaço, rapadura, mel.
- Grupo XI - café, mate.
- Essencial - leite
- Extra - ovo.

Dos produtos da ração essencial mínima, o leite é considerado essencial, devendo fazer parte de qualquer tipo de ração. Por outro lado, o ovo é considerado um produto extra, podendo ser incluído dependendo da facilidade de aquisição. Para os outros onze grupos existe a possibilidade de substituição dentro de cada grupo.

O Decreto-lei 399 instituiu três tipos de rações considerando quantidade de elementos nutricionais aproximadamente constantes, tais como: calorias, proteínas, cálcio, ferro e fósforo. A Tabela 1.1 apresenta quantidade de nutrientes presentes em cada uma das três rações mencionadas. A Tabela 1.2 apresenta as respectivas quantidades diárias de cada um dos produtos das três rações mencionadas.

TABELA 1.1 – Quantidades de elementos nutritivos componentes das rações tipo essencial mínima diária para o trabalhador adulto, segundo região de abrangência.

Regiões de abrangência	Calorias	Proteínas (gramas)	Cálcio (gramas)	Fósforo (gramas)	Ferro (gramas)
A	3.458	123,28	0,755	23,42	1,649
B	3.488	110,26	0,710	21,02	1,455
C	3.533	127,30	0,756	23,82	1,693

Fonte: Decreto-lei 399 de abril de 1938.

Obs.: Região A: São Paulo, Minas Gerais, Espírito, Rio de Janeiro, Goiás e Distrito Federal (cidade do Rio de Janeiro); Região B: Estados do Norte e Nordeste, Bahia e Goiás; Região C: Mato Grosso, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

TABELA 1.2 – Quantidades diárias de cada produto que compõem a ração tipo essencial mínima diária para o trabalhador adulto, segundo região de abrangência.

Produtos	Região A (gramas)	Região B (gramas)	Região C (gramas)
Carnes	200	150	220
Leite	250	200	250
Feijão	150	150	150
Arroz	100	120	100
Farinha ou massa	50	100	50
Batata	200	-	200
Legumes	300	400	300
Pão	200	200	200
Café	20	10	20
Frutas	3 unidades	3 unidades	3 unidades
Açúcar	100	100	100
Banha	25	25	30
Manteiga	25	25	25

Fonte: Decreto-lei 399 de abril de 1938.

Obs.: Região A: São Paulo, Minas Gerais, Espírito, Rio de Janeiro, Goiás e Distrito Federal (cidade do Rio de Janeiro); Região B: Estados do Norte e Nordeste, Bahia e Goiás. Região C: Mato Grosso, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

Em janeiro de 1959, o Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos - DIEESE - passou a coletar e divulgar mensalmente os custos da ração essencial para o município de São Paulo e, com

a criação dos escritórios regionais do DIEESE, o acompanhamento da ração essencial mínima foi sendo implantado em várias capitais do Brasil. As quantidades mensais dos treze produtos da cesta básica mensal e as regiões de abrangências são apresentadas na Tabela 1.3.

TABELA 1.3 – Quantidades mensais de cada produto que compõem a ração essencial mínima mensal para o trabalhador adulto, segundo região de abrangência.

	Região 1	Região 2	Região 3	Nacional
Carnes	6,0 kg	4,5 kg	6,6 kg	6,0 kg
Leite	7,5 l	6,0 l	7,5 l	15 l
Feijão	4,5 kg	4,5 kg	4,5 kg	4,5 kg
Arroz	3,0 kg	3,6 kg	3,0 kg	3,0 kg
Farinha	1,5 kg	3,0 kg	1,5 kg	1,5 kg
Batata	6,0 kg	-	6,0 kg	6,0 kg
Legumes (Tomate)	9,0 kg	12,0 kg	9,0 kg	9,0 kg
Pão francês	6,0 kg	6,0 kg	6,0 kg	6,0 kg
Cafê em pó	600 g	300 g	600 g	600 g
Frutas (Banana)	90 unid	90 unid	90 unid	90 unid
Açúcar	3,0 kg	3,0 kg	3,0 kg	3,0 kg
Banha/Óleo	750 g	750 g	900 g	1,5 kg
Manteiga	750 g	750 g	750 g	900 g

Fonte: Dieese

Obs.: Elaborado conforme decreto lei 399, sendo que as quantidades diárias foram convertidas em mensais. 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 massa trabalhadora em atividades diversas e para todo o território nacional.

Atualmente, o DIEESE realiza o acompanhamento do custo da cesta básica (Ração Essencial Mínima) das seguintes capitais: Aracajú, Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Florianópolis, Fortaleza, Goiânia, João Pessoa, Natal, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador, São Paulo, Vitória. A pesquisa permite acompanhar, para cada uma das capitais, a variação mensal dos

preços de cada produto, do custo mensal de cada um deles e quantas horas um indivíduo que ganha salário mínimo precisa para comprá-los.

Sabóia (1984), em um período de grande desvalorização da moeda, criticou a utilização dos índices do custo de vida para o deflacionamento da série do salário mínimo e propôs o emprego do custo da ração essencial como deflator. Um problema da proposta foi à existência de diversas alternativas de produtos para a ração essencial. Nesse sentido, tomando por base a cidade de São Paulo, foram definidas quatro cestas padrão (rações), cujos preços foram acompanhados para o período de 1940 a 1981. Os resultados mostraram algumas discrepâncias a partir de meados da década de setenta. Porém, todas as séries apresentaram queda no salário mínimo real em relação ao ano de 1940.

A crítica à proposta de Sabóia é o emprego de um deflator que considera apenas a alimentação. Porém, segundo Sabóia (1984), a validade do deflator apóia-se em três argumentos: o primeiro lugar, baseia-se na legislação do salário mínimo; o segundo considera um item fundamental para os trabalhadores que recebem o salário mínimo que é a alimentação, e o terceiro constitui-se como uma alternativa de utilização dos índices de custo de vida que sofrem constantes modificações e abrangem unidades familiares cujos rendimentos são consideravelmente superiores ao salário mínimo.

A ração alimentar mínima é atualmente calculada, para diversas cidades do Brasil, pelo DIEESE e por instituições como o IBGE e Fundação Getúlio Vargas, ou ainda por prefeituras, associações de consumidores, universidades, etc. Alguns exemplos que podem ser citados são:

- Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa, que desde o ano de 1984 calcula e divulga mensalmente o Índice de Preços ao Consumidor e o custo da ração alimentar mínima para a cidade de Viçosa, MG.

- Instituto de Pesquisa Econômicas e Administrativas - IPEAD, da Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG, que calcula e divulga mensalmente o Índice de Preços ao Consumidor e o custo da ração alimentar mínimo para a cidade de Belo Horizonte.
- Departamento de Economia da Universidade Federal de São João Del Rei - UFSJ, que desde 1991 calcula e divulga mensalmente a ração alimentar mínima para a cidade de São João Del Rei, MG.
- Departamento de Administração e Economia da Universidade Federal de Lavras - UFLA, que desde o ano de 1992 calcula e divulga mensalmente o Índice de Preços ao Consumidor e o custo da ração alimentar mínima para a cidade de Lavras, MG.
- Departamento de Economia da Universidade Estadual de Santa Cruz - USEC, que desde 2004 calcula e divulga mensalmente o custo da ração alimentar mínima para as cidades de Ilhéus e Itabuna, na Bahia.
- Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais da Bahia - SEI, que desde 1980 calcula a ração alimentar mínima para a cidade de Salvador, Ba.

Com o decorrer do tempo, as instituições que trabalham com índices de custo de vida, variações de preços e outros indicadores, efetuaram estudos e pesquisas sobre consumo familiar e hábitos alimentares, resultando na inclusão de mais produtos (alimentos), em relação ao que foi instituída a partir da criação do salário mínimo, surgindo as chamadas cestas básicas. Essas novas cestas de produtos (cestas básicas), contudo, não devem ser confundidas com a ração essencial mínima, que é composta conforme definida no decreto lei de 1936.

Um exemplo é a Cesta de Mercado do Instituto de Economia Agrícola – IEA. Segundo Canto & Junqueira (1971), o IEA, em maio de 1970, estabeleceu o levantamento de preços no varejo para elaborar os cálculos dos dispêndios com alimentação na cidade de São Paulo e a margem total de comercialização no Estado de São Paulo. O dispêndio total com alimentação inicialmente

representava o consumo médio familiar mensal de 46 produtos derivados da Pesquisa de Orçamento Familiar – POF, efetuada pela Divisão do Custo de Vida, do Departamento Nacional de Salários do Ministério do Trabalho e Previdência Social.

A Cesta de Mercado do IEA ao longo dos tempos passou por algumas reestruturações da ponderação e a inclusão de novos produtos. Atualmente a Cesta é formada por setenta produtos alimentícios. O dispêndio total corresponde aos gastos mensais de uma família paulista de renda e tamanho médios. A quantidade adquirida de cada produto foi extraída da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF-1981/82), da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, da Universidade de São Paulo (FIPE/ USP).

Um outro exemplo é a Cesta Básica da Secretaria de Acompanhamento Econômico – SEAE do Ministério da Fazenda. A pesquisa é realizada tendo por base os dados da Fundação Procon – SP, que acompanha os preços e o abastecimento de 31 produtos previamente escolhidos e divididos em 3 grupos principais: alimentação, higiene e limpeza.

Segundo Lavinas (1998), as cestas básicas podem ser utilizadas para mensurar os seguintes objetivos: a) como uma “proxy” do custo de vida e por extensão servindo como uma medida do grau de vulnerabilidade econômica dos estratos mais pobres da população; b) como balizador de padrões de nutrição adequados e, por extensão, servindo como uma medida do grau de vulnerabilidade nutricional dos estratos mais pobres da população; c) como expressão dos hábitos regionais e, por extensão, expressam o grau de vulnerabilidade nutricional decorrente dos hábitos regionais e d) como um referencial para elaboração de políticas públicas.

2.1.2- Gastos Familiares com Alimentação e Custos de Vida Regional

Segundo Menezes et al. (2002), no Brasil, os gastos com alimentação ainda têm um peso muito grande no orçamento das famílias de menor renda, principalmente nas regiões mais pobres. Assim, estudos sobre a demanda de acessibilidade alimentar ganham grande importância no sentido de orientar a formação de políticas públicas voltadas para a melhoria da segurança alimentar e das condições de nutrição dessa população.

A partir dos dados da Pesquisa de Orçamento Familiar – POF, um conjunto de trabalhos tem estudado o consumo e os gastos com alimentos nas grandes regiões metropolitanas brasileiras. Alguns desses estudos são discutidos a seguir.

Rocha (1995), ao analisar as transformações da estrutura de consumo das famílias nas regiões metropolitanas do Recife e de São Paulo, a partir de dados do Estudo Nacional de Despesa Familiar – ENDEF, 1974/1975 e da POF 1987/1988 do IBGE, identificou uma tendência de redução dos dispêndios com alimentação e habitação, e o aumento dos gastos com transporte e saúde. As justificativas para essa modificação foram o aumento da renda per capita, a modificação nos hábitos e preferências dos consumidores, o processo de urbanização e a deterioração da oferta de bens públicos.

Castro & Magalhães (1998) analisaram a evolução da estrutura de gastos familiares para o período compreendido entre a POF 1987/1988 e a POF 1995/1996 do IBGE, identificando as seguintes tendências: redução das despesas com alimentos e vestuários; aumento de gastos com habitação, transporte urbano, assistência à saúde e educação. A participação das despesas com alimentação no período passou de 25,3% para 23,6% do consumo das famílias. Apesar da tendência decrescente, os gastos com alimentação, desde a década de 80, ainda representou um percentual bastante elevado, principalmente para as

famílias de menor renda, constituindo-se como o item de maior importância no orçamento.

Os dados da POF 1995/1996 também foram utilizados por Hoffmann (2000a) para estimar a elasticidade-renda das despesas com 17 grupos de alimentos e 41 tipos alimentos incluídos nesses grupos. As estimativas foram obtidas por meio de mínimos quadrados ponderados de um modelo poligonal, ajustado os logaritmos das despesas familiares per capita a várias categorias de alimentos em função do logaritmo do recebimento familiar per capita.

Menezes et al. (2002), também analisaram os gastos com alimentação utilizando os dados da POF 1995/1996, incorporando a variável preço do produto ausente nos modelos de Hoffmann (2000b). Estimou a elasticidade-renda para 39 produtos alimentares a partir da expansão quadrática do modelo Almost Ideal Demand System (AID), utilizando uma metodologia de painel aplicada aos microdados da POF. Os resultados mostraram as diferenças entre as diversas classes de renda, assim como entre regiões distintas como Sudeste e Sul e o Nordeste brasileiro.

O tema de desigualdade regional no Brasil tem sido abordado por diversos pesquisadores como Azzoni (1997), Ferreira (1995), Ferreira Diniz (1995), Ferreira & Ellery Jr. (1996) e Zini Jr. (1998), entre outros. Porém, nesses trabalhos não foram levadas em consideração as diferenças dos custos de vida entre as regiões, sendo considerados como deflator os índices nacionais.

Vários autores vêm buscando incorporar o custo de vida local na discussão sobre as desigualdades regionais no Brasil. Um dos trabalhos pioneiros dentro desse contexto é o de Fava (1984), que considerou o custo de vida para analisar a pobreza entre as áreas urbana e rural. Já Savedoff (1990) utilizou um deflator regional “precário” para analisar as diferenças regionais de salários no Brasil.

Azzoni et al. (2000) construíram um índice de preços multilateral para 11 regiões metropolitanas brasileiras, o qual possibilitou uma comparação dos custos de vida entre as várias regiões simultaneamente. Como base de dados foram utilizados os preços e os pesos para 59 subitens fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e cuja estrutura de ponderação foi obtida com base nas Pesquisas de Orçamentos Familiar dos anos de 1987/1988 e 1995/1996. A análise do período de 1981 a 1999 indicou uma variância muito grande dos níveis de custo de vida entre regiões. O diferencial entre a cidade mais cara e a mais barata atingiu 30%, no ano de 1999.

Mais recentemente, Azzoni et al. (2003) realizaram um estudo comparativo do poder de compra entre cidades e apresentaram duas metodologias para a construção de índices de paridade de poder de compra inter-regional. Um índice multilateral derivado de uma função de agregação neoclássica e um método baseado em uma abordagem econométrica. Ambas as metodologias foram aplicadas em 11 regiões metropolitanas brasileiras, no período de 1996 a 2002. Os melhores resultados foram obtidos pelo método econométrico e confirmaram os estudos anteriores, sugerindo uma grande disparidade dos preços relativos entre as cidades brasileiras

2.2- Séries Temporais e Ajuste Sazonal

2.2.1- Séries Temporais

Uma série temporal, também chamada como série cronológica ou histórica, pode ser definida como a realização de um processo estocástico, sendo este uma seqüência de variáveis aleatórias no tempo. Segundo Morettin e Toloí (2004), uma série temporal é um conjunto de observações compreendidas seqüencialmente no tempo. Para Murteira et al. (2000), uma sucessão

cronológica define-se como um conjunto de observações feitas em pontos ou períodos sucessivos de tempo durante determinado intervalo.

Wold (1938) mostrou que qualquer série temporal poderia ser representada por modelos auto-regressivos e de médias móveis. A decomposição de Wold teve grande importância prática, em especial para as séries econômicas, pois possibilitou desdobrá-las em seus componentes: tendência, sazonal, ciclo e aleatório.

A componente tendência (T_t) pode ser compreendida como um aumento ou diminuição gradual das observações ao longo de um período. Sua principal característica é um movimento constante e suave ao longo do tempo. Para Murteira et al. (2000), a tendência tem significado intuitivo e pode ser descrita como a inércia da série ou a marcha principal compreendendo os movimentos que se manifestam suave e consistentemente durante períodos longos.

A componente sazonal (S_t), também chamada estacional (muitas vezes associada às estações do ano), mostra as flutuações ocorridas dentro de um ano e são registradas mensalmente, trimestralmente ou diariamente. Para Murteira et al. (2000), os movimentos sazonais são oscilações de ritmo forçado, que se repetem todos os anos, nem sempre seguindo um padrão rígido, podendo ter causas naturais ou socioeconômicas (costumes e tradições sociais, disposições fiscais, etc).

Segundo Bernstein (1998), o termo sazonalidade refere-se às flutuações intra-anuais de uma determinada variável na medida em que tal magnitude de flutuação é razoavelmente regular e suficientemente previsível. Assim é dito que qualquer variável que demonstre um padrão de flutuação intra-anual bastante previsível e regular exibe um comportamento sazonal.

A componente cíclica (C_t) assemelha-se a sazonal. A diferença fundamental é periodicidade da série que é superior a um ano. Em termos econômicos, os ciclos são caracterizados pelos movimentos oscilatórios e

aproximadamente regulares das observações, no longo prazo. Esses movimentos podem estar associados a fenômenos naturais (período de chuva, calor intenso, manchas solares, etc.), ou ainda a fenômenos socioeconômicos como período de recessão ou expansão da economia.

Uma dificuldade adicional na identificação dos ciclos é, segundo Granger & Newbold (1977), o fato das séries não conterem observações suficientes para detectar um ciclo, o que faz com que aquilo que parece ser uma tendência possa ser confundido com parte de um ciclo. Porém, para Murteira et al. (2000), os ciclos longos são dificilmente separáveis da tendência da série.

A componente aleatória ou irregular (a_t) mostra as oscilações irregulares causadas por fenômenos climatológicos excepcionais, intervenções governamentais, etc. A suposição usual é que a_t seja uma série puramente aleatória ou ruído branco, com média zero e variância constante.

A previsão de valores futuros da série pode ser obtida modelando as quatro componentes T_t , S_t , C_t e a_t de forma isolada. Assim, os métodos de decomposição buscam isolar um ou mais componentes, trabalhando com o restante. Com a decomposição se fazem previsões individuais de cada uma das partes, reunindo-as, a seguir, para previsão final.

Na prática, atualmente, muitos pesquisadores, por conveniência, costumam omitir o componente ciclo do processo de modelagem. Para Granger & Newbold (1977), os efeitos da componente ciclo são relativamente insignificantes para a maioria das séries temporais.

Uma alternativa adotada por outro grupo de pesquisadores é considerar o componente ciclo conjuntamente com a componente tendência, formando o componente ciclo-tendência (TC_t).

2.2.2- Ajuste Sazonal

Para Pino et al. (1994), a sazonalidade geralmente não se deve ao fenômeno em estudo, podendo ser gerada direta ou indiretamente, pela existência das estações do ano e por fatores relacionados ao calendário. Estes últimos devem-se aos fatores culturais podendo afetar variáveis como a demanda por certos produtos em determinadas épocas do ano. Como por exemplo o ano novo, festas religiosas, finados, Natal, Páscoa e datas comemorativas como dia das mães e carnaval.

Segundo Enders (2004), muitas realizações de processo econômico apresentam alguma forma de sazonalidade. A agricultura, a construção civil, os setores de viagem têm padrões sazonais óbvios, que são o resultado da dependência deles no tempo. Semelhantemente, a ação de feriados como o dia de ação de graças, Natal e as estações do ano têm uma influência pronunciada no comércio varejista. Na realidade, a variação sazonal de uma série pode responder pela preponderância de sua variância. Assim, previsões que ignoram padrões sazonais importantes terão variância alta.

De acordo com Granger (1978), as decisões institucionais ou individuais sobre o uso do tempo também podem causar sazonalidade como é o caso de férias escolares, pagamento de dividendos, final de ano fiscal, etc. O padrão sazonal pode ainda ser gerado pelas expectativas, como por exemplo, a produção de brinquedos, que visa a maiores vendas durante o período natalino.

Por outro lado, segundo o mesmo autor, com as estações do ano, vêm às variações climáticas periódicas que afetam, por exemplo, a produção agrícola, a construção, os transportes, a abundância de peixes, etc. Assim, uma variável econômica (produção agrícola) relaciona-se indiretamente com o movimento do planeta, enquanto variáveis climáticas (precipitação, temperatura, umidade do ar) relacionam-se mais diretamente com tal movimento.

Bernstein (1998) faz uma distinção entre estação do ano e sazonalidade. A estação se refere ao tempo, isto é, as suas mudanças anuais. Sazonalidade considera as variações intra-anuais que não necessariamente são relacionadas ao efeito tempo direto ou observável.

Os dois objetivos do estudo da sazonalidade em séries temporais de acordo com Pierce (1980) são a análise da sazonalidade propriamente dita e a remoção da sazonalidade da série, para depois estudá-la em seus demais aspectos.

O ajuste sazonal consiste em decompor a série temporal Z_t em dois componentes não observáveis: sazonal e não sazonal. A componente não sazonal pode ser decomposta em outros componentes tais como: tendência, ciclo, variações de calendário (para o método X-11) e a componente irregular. Portanto, o ajuste sazonal consiste em isolar a componente sazonal das demais componentes da série.

No contexto dos modelos de ajuste sazonal, costuma-se classificar a sazonalidade como estável e móvel. Segundo Dagun (1974), citado por Carzola (1986), o movimento sazonal é dito estável quando pode ser representado por uma função estritamente periódica. Quando a periodicidade for de um ano e o modelo aditivo, os fatores sazonais serão 12 constantes que somam zero (no modelo multiplicativo essas constantes somam 12). A sazonalidade móvel ocorre quando as amplitudes sazonais mudam ao longo do tempo.

Morettin & Toloi (2004) apresentam alguns testes no domínio do tempo para verificar a existência de sazonalidade. O teste de Kruskal-Wallis e o teste de Friedman (testes não-paramétricos) e o teste F como uma análise de variância (teste paramétrico). Antes da aplicação dos testes se faz necessário a eliminação da tendência caso esteja presente.

Para aplicação do teste de Kruskal-Wallis, as observações são organizadas em uma tabela de forma que os meses são colunas e os anos são

linhas. Uma das críticas ao teste é que para sua aplicação é necessário que as observações dos vários anos referentes a um mesmo mês sejam independentes entre si. Já no teste de Friedman, as observações são ordenadas dentro de cada ano. Nesse caso, os meses são considerados “tratamentos” e os anos considerados “blocos”. Entretanto, as observações de um ano são consideradas independentes das observações de outro ano qualquer, o que também, como no teste anterior, configura-se como uma suposição muito forte. No teste paramétrico aplica-se o teste F para uma análise de variância, considerando um modelo aditivo e os erros independentes e normalmente distribuídos.

Uma alternativa aos testes acima, que apresentam uma série de restrições que no contexto de séries temporais nem sempre são atendidas, é a representação espectral que realiza a análise da série no domínio da frequência. Nesse contexto, o interesse é a frequência com que certos eventos ocorrem em um período de tempo (movimentos cíclicos por exemplos). A ferramenta utilizada é o espectro (transformação da função de autocorrelação) e a análise é baseada em modelos não paramétricos.

Assim, esse outro caminho de analisar uma série temporal está baseado nas ondas de seno e cosseno para diferentes frequências. Essa análise, no domínio da frequência, constitui uma ótima ferramenta na procura de características determinísticas de uma série temporal.

Segundo Hamilton (1994), assim como ocorre na análise no domínio do tempo, em que a utilidade da autocorrelação não se dá na interpretação de seus valores absolutos, mas sim com a análise do correlograma da série (função de autocorrelação), na análise espectral, os coeficientes do espectro não representam o principal ponto de interesse para a análise. O gráfico do espectro fornece as informações relevantes acerca da variabilidade da série e sobre quais frequências contribuem para o comportamento periódico da série.

O periodograma foi originalmente usado para detectar e estimar a amplitude da componente senoide de frequência conhecida. Depois foi usada por Box & Jenkins (1976) para verificar a aleatoriedade da série (geralmente uma série de resíduos após o ajuste de um modelo), em que se considera a possibilidade de que componentes periódicos de frequência desconhecida possam ainda permanecer na série.

2.2.3- Histórico do Ajuste Sazonal

O ajuste sazonal teve seu início na década de 20 como técnica para análise de séries econômicas sem ajustar modelos estatísticos. Nessa época, Persons (1919), ao investigar as séries econômicas, detectou e classificou os movimentos de uma série temporal segundo os quatro componentes básicos: tendência de longo-prazo, movimentos cíclicos, variações sazonais e variações irregulares. Persons propôs um método denominado Método dos Elos Relativos para separar as componentes da série e obter o ajuste sazonal.

Nesse período inicial, décadas de 20 e 30, os pesquisadores desenvolveram métodos empíricos de ajuste sazonal usando ferramentas como médias móveis. Alguns dos métodos propostos são: Método da Percentagem Média, Método da Tendência Percentual e o Método da Média Móvel Percentual. Spiegel (1967) descreve cada um desses métodos conforme apresentado a seguir:

- Método da Percentagem Média: os dados de cada mês são expressos em percentagens da média anual. As percentagens de cada mês dos meses correspondentes dos diferentes anos são balanceadas mediante o emprego de uma média ou da mediana. As 12 percentagens resultantes representam o índice mensal por estação.
- Método da Tendência ou Relação Percentual: os dados de cada mês são expressos em percentagens dos valores da tendência mensal. Uma média

adequada das percentagens dos meses correspondentes representa o índice desejado.

- Método da Média Móvel Percentual: calcula-se uma média móvel de 12 meses e, em seguida, com os resultados calcula-se uma média móvel de 2 meses. Posteriormente os dados originais de cada mês são expressos em percentagens da média móvel centrada de 12 meses correspondente. Calcula-se, então, a média das percentagens dos meses correspondentes resultando no índice desejado.
- Método dos Elos Relativos: os dados de cada mês são expressos em percentagens nos dados do mês anterior. Essas percentagens são os elos relativos. Calcula-se, então, uma média adequada dos elos relativos, referentes aos meses correspondentes. A partir dos 12 elos relativos médios, são obtidas as percentagens relativas de cada mês, em relação a janeiro, que é considerada de 100%. Observa-se que o próximo janeiro terá uma percentagem acumulada superior ou inferior a 100% dependendo de ter ocorrido acréscimo ou decréscimo na tendência. Assim, as percentagens finais, ajustadas de modo a apresentarem a média de 100%, proporcionam o índice por estação desejada.

Esse enfoque, das décadas de 20 e 30, foi fortemente criticado pela natureza empírica, porém na época não se dispunha de modelos para séries temporais e muito menos do auxílio dos recursos computacionais. Contudo, os resultados da discussão foram a consolidação de alguns conceitos sobre ajustamento sazonal como:

- Caráter variável da sazonalidade ao longo do tempo conforme Clendenin (1927), Crum (1925), Hall (1924), King (1924) e Kuznets (1932).
- Necessidade de instrumentos para lidar com valores extremos de acordo com Crum (1923), Falkner (1924) e Persons (1919).

- Necessidade de avaliar a tendência e ciclo ao se estimar o componente sazonal conforme Carmichael (1927), Clendenin (1927), King (1924) e Persons (1919).
- Impossibilidade da detecção da tendência e ciclo através de fórmulas de acordo com Falkner (1924) e Snow (1923).

Depois da Segunda Guerra Mundial, o advento dos computadores contribuiu fortemente para a discussão e desenvolvimento dos métodos de ajuste sazonal. Na década de 50, o U.S. Bureau of the Census dos Estados Unidos passou a fazer ajustes sazonais automatizando os métodos empíricos baseados em médias móveis. No ano de 1954, o Bureau passou a utilizar o ajustamento sazonal em larga escala e disponibilizou o Método I e, no ano seguinte, o Método II do Censo. A partir daí foram desenvolvidas novas versões do Método II, passando a ser denotado pela letra X e um número subsequente incorporado em cada nova versão iniciando em X-3 em 1960, e as X-9 e X-10 em 1961. A versão X-11, desenvolvida por Shiskin, Young e Musgrave, data do ano de 1965 e foi disponibilizada ao público no ano de 1967.

A versão X-11 do Método II do Bureau do Censo tornou-se um método muito popular devido, principalmente, à sua facilidade de aplicação e aos bons resultados obtidos com o ajuste de séries econômicas, passando a ser utilizado por agências governamentais e não governamentais de diversos países.

O início da década de setenta caracteriza-se como um marco na área de séries temporais graças à publicação dos trabalhos de Box & Jenkins em 1970, que propuseram uma classe geral de modelos lineares conhecida por modelos ARIMA de Box e Jenkins baseados em operações de filtros lineares e que podem ser aplicados a séries que apresentem estacionariedade ou não-estacionariedade. Os modelos auto-regressivos (AR), médias móveis (MA) e auto-regressivos de médias móveis (ARMA) podem ser aplicados a séries estacionárias, enquanto que os modelos denominados auto-regressivos

integrados de médias móveis (ARIMA) e os auto-regressivos integrados de médias móveis sazonais (SARIMA) podem ser aplicados a séries não-estacionárias.

Segundo Box et al. (1994), o procedimento de Box e Jenkins consiste em explicar uma variável por meio dos valores passados dela mesma e de valores passados de choques. A construção dos modelos é baseada em um ciclo iterativo, no qual a escolha da estrutura do modelo é baseada nos próprios dados, isto é, sugere-se que “deixe que os dados falem por si mesmo”.

Para Morettin & Toloí (2004), os estágios do ciclo iterativo são: 1) uma classe geral de modelos é considerada para a análise (especificação); 2) há a identificação de um modelo, com base na análise de autocorrelação, autocorrelações parciais e outros critérios; 3) a seguir, vem a fase, na qual os parâmetros do modelo identificado são estimados; 4) finalmente, há a verificação do modelo ajustado, através de uma análise de resíduos, para se saber se este é adequado para os fins em vista.

O grande sucesso dos modelos de Box e Jenkins no ajuste de séries econômicas contribuiu para o desenvolvimento de técnicas de ajuste sazonal alternativas ao X-11 que, apesar da enorme aceitação pelas agências governamentais, foi muito criticado principalmente pela falta de um modelo explícito para a série e seus componentes e pela sensibilidade das estimativas sazonais frente às revisões. Buscando sanar as deficiências, o Instituto de Estatística do Canadá (Statistics Canada), no ano de 1975, apresentou o Método X-11-ARIMA. O método ajusta a série segundo a modelagem ARIMA, obtendo valores previstos para a série original e posteriormente aplica o Método X-11, permitindo dessa forma o uso de filtros perto dos simétricos e, com isso, reduzindo as revisões das estimativas do fator sazonal em relação ao Método X-11. Em função das melhoras em relação ao X-11 no ajuste de séries econômicas canadenses, o Método X-11-ARIMA passou a ser adotado por diversas agências

estatísticas, como o U.S. Federal Reserve Board e U.S. Bureau of Labor Statistics.

Mais recentemente, em 1996, o Bureau do Censo dos EUA lança uma nova versão do programa denominada X-12-ARIMA, que incorpora melhorias aos métodos X-11 e X-11-ARIMA entre elas a maior possibilidade de escolha de modelos, mais opções de ajustamento sazonal e novos testes diagnósticos.

Segundo Ghysels & Osborn (2001), o desenvolvimento dos métodos de ajustamento sazonal se deve em grande parte às agências estatísticas governamentais que ao longo do tempo pesquisaram e desenvolveram metodologias para a análise de séries de suas economias. Porém, com o surgimento dos métodos X-11 e suas atualizações ocorrem uma unificação com relação aos procedimentos adotados pelas agências governamentais. Atualmente, o método X-12-ARIMA é amplamente utilizado por diversas agências governamentais nos Estados Unidos como o Census Bureau, Bureau of Labor Statistics, Bureau of Economic Statistics e pelo Federal Reserve Board; no Canadá pelo Statistic Canada, no Japão pelo MITI. Por sua vez na Europa, a União Européia recomenda que os países membros ajustem suas contas nacionais utilizando o método X-12 ARIMA ou o TRAMO-SEATS.

Segundo Zani (2001), durante o Seminário Latino-Americano sobre Contas Nacionais em novembro de 2000, realizou-se uma pesquisa sobre métodos de ajustamento sazonal. Os resultados mostraram que a grande maioria dos países da América Latina utilizam os métodos da família X-11 para ajustar sazonalmente suas séries de indicadores de Contas Nacionais. O Método X-12-ARIMA é adotado como modelo oficial de ajustamento sazonal pelo Brasil, Peru, Chile, Uruguai, El Salvador e Equador.

2.2.4- Métodos de Ajuste Sazonal Baseados em Médias Móveis

Os métodos baseados em filtros de médias móveis para o ajustamento sazonal consideram que a série temporal possa ser modelada de forma aditiva ou multiplicativa, com respeito aos seus componentes (tendência, ciclo, sazonal e irregular), e a remoção e a estimação desses componentes da série original podem ser feitas pela aplicação de uma seqüência de diferentes combinações das observações, chamadas de filtros de médias móveis. A aplicação dos filtros de médias móveis e também denominadas como procedimento de suavização ou filtragem da série, tem por objetivo retirar os efeitos da sazonalidade da série original.

O filtro de médias móveis transforma a série original em outra, segundo a seguinte relação:

$$Y_t^* = \sum_{k=-m}^m c_k \cdot Y_{t+k}, \quad (1.1)$$

em que: Y_t^* = valor da série suavizada; Y_t = valor da série original ;
 $t = m+1, \dots, T-m$; m = inteiro positivo; T = tamanho da série;
 c_k = coeficientes ou pesos do filtro;
 n = comprimento do filtro de médias móveis = $2m + 1$ e,

$$\sum_{k=-m}^m c_k = 1.$$

Como se observa na expressão (1.1), os coeficientes de ponderação são sistematicamente deslocados no avanço da série no tempo em relação a Y_t para que se possa obter os valores suavizados sucessivamente. Os pesos c_k são constantes e segundo seus valores os filtros podem ser classificados em simétricos, quando são usados para valores centrais da série, e assimétricos quando são usados para as m primeiras e m últimas observações. Como a soma dos pesos é 1, a média da série original não é alterada no processo de

suavização. As propriedades básicas dos filtros de médias móveis, segundo Dagum (1978), são a preservação de escala, o princípio da superposição e a invariância no tempo.

O conjunto de coeficientes c_k pode ser obtido por duas técnicas diferentes: ajuste de polinômios ou pela utilização de fórmulas de soma. No contexto de ajustamento sazonal tem-se adotado as fórmulas de soma. O princípio básico desse procedimento é a combinação de operadores de diferença e soma, de tal forma que as diferenças acima de uma dada ordem são desprezíveis, pois elas reproduzem uma boa aproximação para os coeficientes obtidos pelo ajuste de polinômios.

Henderson (1916) salientou que deve existir uma compatibilidade entre o ajuste e a suavidade da série ajustada. Nesse sentido, observou-se que a característica da suavização por meio de filtros de médias móveis dependia diretamente das ponderações dos coeficientes. Assim, propôs um método que, independente do número de termos, produzisse a minimização da soma dos quadrados das diferenças de ordem 3 da série suavizada. Esses procedimentos ficaram conhecidos como filtros de Henderson.

O método X-11 é considerado como um procedimento de médias móveis, pois, para decompor uma série temporal, utiliza uma seqüência de filtros de médias móveis. Os métodos X-11-ARIMA e o X-12-ARIMA também podem ser enquadrados dentro da categoria de médias móveis, por utilizarem em uma de suas etapas o procedimento X-11. A seguir será apresentada uma breve descrição de cada um desses métodos.

2.3- Método X-11

A descrição dos principais passos do Método X-11 tem sido apresentada por diversos autores, dentre eles, Arita (1999), Carzola (1986), Campos (1991), Pino et al. (1994) e Shiskin et al. (1967).

As diversas melhorias introduzidas pelo Método X-11 de acordo com Shiskin et al. (1967) são:

- possibilidade de ajuste de séries trimestrais, além das mensais;
- opção de decomposição aditiva ou multiplicativa;
- opção pelo ajuste por dias úteis, podendo os pesos para dia ser estimado automaticamente ou combinados com informações a priori ou definidos exogenamente;
- estimação da componente ciclo-tendência utilizando-se diferentes tipos de filtros de médias móveis;
- definição de um tratamento gradual para valores extremos;
- introdução de diversos testes e medidas descritivas tais como: estimativa da contribuição percentual de cada componente; testes para estabilidade da componente sazonal realizados simultaneamente à verificação de existência de sazonalidade; testes para influência de dias úteis e as estimativas dos erros padrões dos pesos estimados para dias úteis e dos fatores de ajuste mensais para determinação da significância dos dias úteis.

O método X-11 consiste em sucessivas filtragens pela aplicação de filtros lineares, partindo da premissa que a série original pode ser decomposta em quatro componentes que a constitui:

- S - componente sazonal, definido como o padrão de variação dentro do ano;
- T - ciclo-tendência, que se refere a tendência de longo prazo e aos ciclos econômicos;
- TD - dias úteis, que se refere à variação devido ao efeito calendário como sábados domingos e feriados e,
- I - irregular, que composto por variações irregulares como os impactos de eventos políticos, os efeitos de greves, as condições climáticas não sazonais os erros de levantamento amostral, etc.

Quando essas componentes da série temporal são independentes podem ser relacionadas de forma aditiva:

$$Y_t = S_t + T_t + TD_t + I_t. \quad (1.2)$$

Porém, quando a componente sazonal, dias úteis e irregular são proporcionais à tendência (ciclo-tendência) da série, o que ocorre com frequência em séries econômicas, são expressas de forma multiplicativa:

$$Y_t = S_t \cdot T_t \cdot TD_t \cdot I_t. \quad (1.3)$$

Para Francisco et al. (1994), o Método X-11 baseia-se na decomposição da série temporal em componente sazonal, de tendência e ciclo e irregular, que são estimadas através da aplicação iterativa de vários filtros lineares simétricos. Esse método produz ainda uma série de medidas sumárias que são usadas para avaliar a qualidade do ajustamento, além de obter os índices sazonais, mês a mês e suas respectivas médias, as quais descrevem o padrão sazonal da série no período em estudo.

Conforme Kallek (1978), o Método X-11 segue um procedimento iterativo de refinamento das estimativas. À medida que cada fator é removido da série original, os demais fatores são recalculados, continuando o procedimento até que cada fator tenha sido isolado. O procedimento consiste das seguintes fases: ajuste dos dados originais às variações de dias úteis; estimação preliminar de fatores sazonais e ajuste preliminar das séries originais para sazonalidade e o refinamento dos ajustes, obtendo-se fatores sazonais mais precisos e estimação da componente tendência e da componente irregular. Durante essas fases são realizados 13 passos que são repetidos duas vezes ao longo dos quais são aplicados os diferentes tipos de filtros de médias móveis.

O programa automatizado do X-11 apresenta as seguintes opções de escolha: tipo do modelo (aditivo ou multiplicativo); periodicidade dos dados (mensal ou trimestral); limite para valores extremos; ajuste prévio dos dados originais; escolha do filtro para os fatores sazonais e a escolha do Filtro de

Henderson para a estimativa do componente tendência-ciclo da série sazonalmente ajustada.

O ajuste prévio dos dados é opcional e objetiva eliminar o efeito de certos meses do ano que possuem um número de dias diferentes e ainda a variação de dias úteis em virtude da ocorrência de feriados.

Pino et al. (1994) apresenta um resumo das operações realizadas pelo X-11, utilizando as mesmas divisões disponíveis nos manuais do programa, cujas operações são agrupadas em partes de A até G e apresentados em forma de tabelas e gráficos conforme descrito a seguir:

- A - Ajuste prévio: permite uma série de ajustamentos opcionais como, por exemplo, eliminar o efeito de certos feriados ou modificar o nível da série (por exemplo, efeito de uma greve), introdução de sete coeficientes de ponderação (considerando a diferente composição dos dias úteis em função dos meses), etc.
- B – Estimação preliminar da variação para dias de negócios: nesta etapa é realizada uma primeira correção automática da série e constitui-se fundamentalmente em uma estimativa preliminar da variação para dias de negócios e a correção dos pontos atípicos: São computados fatores preliminares de ajuste para dias de negócios e pesos para reduzir o efeito de observações extremas.
- C – Estimação da variação para dias de negócios e de pesos irregulares: é a segunda correção automática da série. Os ajustes e pesos obtidos em B são usados para estimar a componente tendência-ciclo, a razão S-I, os fatores sazonais e a série sazonalmente ajustada, que é usada para obter uma nova estimativa de cada uma das componentes. A partir da nova série sazonalmente são computados os fatores finais para a variação de dias de negócios, e os pesos os finais para a componente irregular.

- D – Estimação final de fatores sazonais, ciclo-tendência, irregular e série sazonalmente ajustada: nesta etapa é realizada a última correção automática da série. Os pesos finais para dias de negócios computados em C são usados para computar as estimativas finais dos componentes.
- E – Série original modificada, sazonalmente ajustada e irregular: a série original, sazonalmente ajustada, e o componente irregular são modificados pelos extremos. A série resultante permite uma melhor avaliação da estabilidade do ajuste sazonal.
- F – Mês (trimestre) para domínio cíclico: são apresentadas várias medidas sumárias para análise e verificação da importância relativa dos componentes estimados.
- G – Gráficos: os resultados obtidos com o ajuste são apresentados em forma gráfica.

2.4- Método X-11 ARIMA do Statistics Canada

O método X-11 ARIMA surge como uma alternativa para superar duas das principais críticas ao Método X-11, que são a falta de um modelo explícito para a série e seus componentes, e a sensibilidade das estimativas sazonais frente às revisões.

O método concebido pelo Statistics Canada consiste em adicionar nas extremidades da série original um certo número de dados previsto, usualmente um a dois anos de dados, e, em seguida, aplicar o Método X-11 nesta série estendida. O método escolhido para fazer a extensão da série (previsão de valores futuros) foram os modelos sazonais ARIMA propostos por Box e Jenkins. Por utilizar a metodologia de Box e Jenkins, este novo procedimento para o ajuste sazonal ficou denominado como Método X-11 ARIMA.

Para Morettin & Toloí (2004), o método X-11 ARIMA incorpora algumas vantagens ao método X-11 como: a extensão da série por meio de

previsões de valores futuros e de valores passados, possibilidade de estimar a tendência no início e no fim da série, e ainda o diagnóstico para verificar a qualidade do ajustamento.

Segundo Carzola (1986), as principais diferenças do Método X-11 ARIMA em relação ao Método X-11 são: 1) a série é estendida em um ano no início e no final, se é possível o ajuste do modelo ARIMA; 2) pode-se utilizar a opção 24-termos para estimar a tendência inicial; e 3) séries curtas de 3 a 4 anos são sazonalmente ajustadas com a opção de sazonalidade estável (média simples).

Alguns dos aspectos que justificam a opção de incorporar os modelos ARIMA ao método X-11 em detrimento a outros métodos de previsão são, segundo Dagum (1978):

- os modelos deveriam ser simples e sem o envolvimento de variáveis exógenas e, portanto, a série deveria depender de seus próprios valores passados;
- os modelos deveriam ser eficientes para obter projeções no curto prazo, no máximo um ou dois anos à frente;
- os modelos deveriam ser robustos à incorporação de novas observações e pequenas variações nos parâmetros não deveriam alterar os fatores sazonais;
- os modelos deveriam gerar projeções que seguissem adequadamente os movimentos dentro do ano, mesmo que não se aproximasse da média;
- os modelos deveriam gerar projeções ótimas tendo por base os erros quadráticos médios;
- o método deveria ser parcimonioso com relação ao número de parâmetros.

No Método X-11-ARIMA a estimação dos modelos ARIMA é automática, considerando sempre cinco modelos padrões que são sempre estimados e obtendo-se previsões para os três últimos anos. A escolha do melhor modelo é baseada nos critérios de adaptação aos dados e na geração de

previsões. Para avaliar a adequação dos modelos aos dados realiza-se o teste de aleatoriedade dos resíduos com base no teste de Ljung-Box (ao nível de 5%). As projeções são avaliadas com base no erro de previsão médio que, durante esse período (tres anos), deve ser inferior a 15%, para que o modelo possa ser aceito.

Após a escolha do melhor modelo, a série original é estendida em um ano no início e no final e é dessazonalizada utilizando o procedimento X-11 descrito anteriormente com algumas modificações. Para a avaliação final do ajuste sazonal são apresentados alguns testes, estatísticas, tabelas e gráficos que são usados na avaliação da qualidade e confiabilidade dos resultados.

Para a avaliação da qualidade do ajuste, o Método X-11-ARIMA disponibiliza onze estatísticas (M1 a M11). Seus valores flutuam de 0 a 3, sendo os valores baixos (menores que 1) indicativos de ajuste adequado. Valores maiores que 1 indicam falhas nos testes, o que não implica necessariamente que o ajuste esteja comprometido.

Para uma avaliação global do ajuste é considerada a estatística Q que é uma soma ponderada das 11 estatísticas cujos pesos de cada estatística foram obtidos por Lothian & Morry (1978a) com base na análise de 421 séries. Se a estatística Q for maior que 1, o ajuste da série será declarado inaceitável.

2.5- Método X-12 -ARIMA

Segundo Findley et al. (1998), o Método X-12-ARIMA do U.S. Bureau of Census dos Estados Unidos da América baseia-se nos mesmos princípios do Método X-11-ARIMA, porém, incorporando um conjunto de rotinas que permitem eliminar da série inicial os efeitos indesejáveis. A estimação desses efeitos se baseia na implementação de modelos ARIMA de regressão de erros.

As principais melhorias introduzidas no procedimento de ajuste sazonal pelo Método X-12-ARIMA são:

- maior capacidade para modelar o efeito calendário através do uso dos modelos de regressão RegARIMA, com erros ARIMA. São disponibilizadas variáveis regressoras predeterminadas ou definidas pelo usuário;
- inclusão de novas formas de diagnósticos para auxiliar na modelagem, na seleção e na avaliação da qualidade do ajuste sazonal;
- capacidades adicionais para trabalhar com um grande número de séries e determinar as que têm ajustes problemáticos;
- uma nova interface de usuário.

O X-12-ARIMA baseia-se na aplicação de filtros lineares para estimação das componentes não observáveis das séries. O núcleo do procedimento é método X-11 de ajuste sazonal, conforme descrito anteriormente, é composto por treze passos, que são repetidos duas vezes sendo aplicados diferentes tipos de filtros de médias móveis centradas para a série estendida pelos modelos RegARIMA.

No procedimento de ajuste sazonal do X-12-ARIMA inicialmente é ajustado um modelo RegARIMA (modelo de regressão linear com erros seguindo um modelo ARIMA sazonal) que faz previsões para frente e para trás e ajustes preliminares para vários efeitos antes do ajuste sazonal. No processo de ajuste do modelo RegARIMA são utilizadas uma série de medidas de identificação, diagnósticos e comparação de modelos. Após o ajuste do modelo RegARIMA a série é ajustada sazonalmente utilizando uma versão melhorada do X-11. Após o ajuste sazonal é utilizada uma série de rotinas de diagnóstico pós-ajuste que podem ser usadas para obter indicadores de eficiência, tanto na modelagem quanto no ajuste sazonal escolhido. A estrutura básica do Método X-12-ARIMA pode ser visualizada através da Figura 1.1.

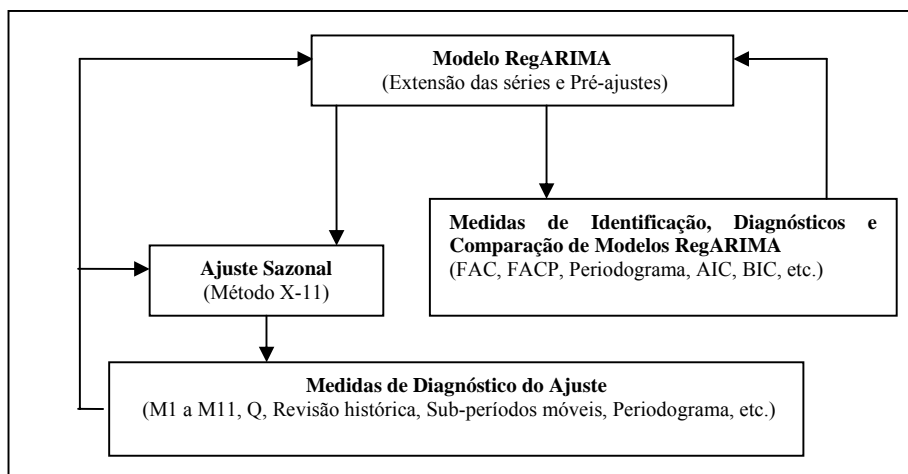


FIGURA 1.1 – Estrutura básica do Método X-12-ARIMA
 Fonte: Adaptado de Findley et al. (1998)

2.5.1 - Modelo RegARIMA

Os modelos RegARIMA combinam as técnicas da análise de regressão e das séries temporais de Box-Jenkins para produzir melhores previsões do que seria obtido por cada um separadamente. Supondo um modelo de regressão com a seguinte forma:

$$Y_t = \sum \beta_i X_{it} + Z_t \quad (1.4)$$

em que: Y_t é a série temporal dependente; X_{it} são as variáveis explicativas observadas em tempo contemporâneo com Y_t ; β_i são os parâmetros das variáveis explicativas observadas em tempo contemporâneo com Y_t , e, Z_t é a série de erro observado em tempo contemporâneo com Y_t .

Assume-se o erro aditivo para considerar a variância não explicada de Y_t , isto é, leva-se em conta aquela parte da variância de Y_t que não é explicada

pelos X_i . Supondo-se que a série de erros Z_t segue um modelo ARIMA sazonal (equação 1.5), tem-se:

$$\phi(B)\Phi(B^S)(1-B^S)^D(1-B)^d Z_t = \theta(B)\Theta(B^S)a_t \quad (1.5)$$

em que:

$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ é o operador auto-regressivo de ordem p , estacionário;

$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$ é o operador de médias móveis de ordem q , invertível;

$\Phi(B^S) = 1 - \Phi_1 B^S - \Phi_2 B^{2S} - \dots - \Phi_P B^{SP}$ é o operador auto-regressivo sazonal de ordem P , estacionário;

$\Theta(B^S) = 1 - \Theta_1 B^S - \Theta_2 B^{2S} - \dots - \Theta_Q B^{SQ}$ é o operador de médias móveis sazonal de ordem Q , invertível;

$(1-B)^d$ é o operador diferença com d indicando o número de diferenças;

$(1-B)^D$ é o operador diferença sazonal com D indicando o número de diferenças sazonais;

S corresponde ao período sazonal, $S = 4$ para séries trimestrais ou $S = 12$ para séries mensais.

O modelo da expressão 1.5 é denominado ARIMA sazonal multiplicativo (SARIMA) de ordem $(p, d, q) \times (P, D, Q)_S$. Maiores detalhes podem ser encontrados em Box et al. (1994) e Morettin & Toloí (2004).

As expressões 1.4 e 1.5, em conjunto, definem o modelo RegARIMA geral que utiliza o programa X-12 ARIMA e que pode ser escrito como:

$$\phi(B)\Phi(B^S)(1-B^S)^D(1-B)^d \left(Y_t - \sum \beta_i X_{it} \right) = \theta(B)\Theta(B^S)a_t \quad (1.6)$$

Supondo-se que a_t seja uma seqüência de variáveis independentes com média zero e variância σ_a^2 tem-se que:

$w_t = (1 - B^S)^D (1 - B)^d (Y_t - \sum \beta_i X_{it})$ é uma série temporal estacionária que satisfaz a equação de diferença $\phi(B)\Phi(B^S)w_t = \theta(B)\Theta(B^S)a_t$. Consequentemente, pode-se reescrever o modelo (6) como:

$$(1 - B^S)^D (1 - B)^d Y_t = \sum_{i=1}^t \beta_i \left\{ (1 - \beta)^d (1 - \beta^S)^D \right\} + w_t, \quad (1.7)$$

que é um modelo de regressão em que w_t são erros ARMA estacionários, determinados pela diferenciação adequada de Y_t .

2.5.2 - Identificação e Seleção de Modelos

O Método X-12-ARIMA utiliza uma opção automática de ajuste que é padrão desde a versão X-11-ARIMA. O programa examina os ajuste dos modelos RegARIMA cujo o conjunto padrão para a estrutura SARIMA do modelo, consiste de 5 modelos aditivos e multiplicativos: $(0,1,1) \times (0,1,1)_S$, $(0,1,2) \times (0,1,1)_S$, $(2,1,0) \times (0,1,1)_S$, $(0,2,2) \times (0,1,1)_S$ e $(2,1,2) \times (0,1,1)_S$. Porém, também é permitido ao usuário a especificação de outros modelos alternativos e a inclusão de variáveis regressoras (dias de negócios, Páscoa, ano bissexto mudança de nível e outlier). O modelo é escolhido automaticamente segundo os critérios de adaptação aos dados (teste de Ljung-Box) e do erro de previsão médio.

Para captar os efeitos de dias de negócios, da Páscoa, ano bissexto, mudança de nível e outlier, o Método X-12 ARIMA disponibiliza uma série de variáveis regressoras pré-definidas que são apresentadas na Tabela 1.4.

TABELA 1.4 - Variáveis regressoras predefinidas

Regression effect	Variable definition (s)
Trend Constant	$(1 - \beta)^t (1 - \beta')^{t-1} I(t \geq 1)$, where $I(t \geq 1) = \begin{cases} 1 & \text{for } t \geq 1 \\ 0 & \text{for } t < 1 \end{cases}$
¹ Fixed Seasonal	$M_{1,t} = \begin{cases} 1 & \text{in January} \\ -1 & \text{in December, ...} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$, ..., $M_{11,t} = \begin{cases} 1 & \text{in November} \\ -1 & \text{in December} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$
¹ Fixed Seasonal	$\sin(\omega_j t), \cos(\omega_j t)$, where $\omega_j = 2\pi j / 12, 1 \leq j \leq 6$ (Drop $\sin(\omega_6 t) \equiv 0$)
Trading Day (monthly or quarterly flow)	$T_{1t} = (\text{no. of Mondays}) - (\text{no. of Sundays}), \dots, T_{6t} = (\text{no. of Saturdays}) - (\text{no. of Sundays})$
¹ Length-of-Month (monthly flow)	$N_t - \bar{N}$, where N_t = length of month t (in days) and \bar{N} = (average length of monthly)
Leap Year (monthly flow)	$N_t - N'_t$, where $N'_t = (N_t + N_{t-12} + N_{t-24} + N_{t-36}) / 4$ (Note: This variable is 0 except in February)
Stock Trading Day (monthly flow)	$T_{1,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } \bar{w}^{\text{th}} \text{ day of month } t \text{ is a Monday} \\ -1 & \text{if } \bar{w}^{\text{th}} \text{ day of month } t \text{ is a Sunday} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$... $T_{6,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } \bar{w}^{\text{th}} \text{ day of month } t \text{ is a Monday} \\ -1 & \text{if } \bar{w}^{\text{th}} \text{ day of month } t \text{ is a Sunday} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$
Where \bar{w} is the smaller and the length of month t. For end-of-month stock series, set to 31	
² Easter holiday (monthly or quarterly flow)	$E(W, t) = 1/W$ [no. of the W days before Easter falling in month (or quarter)]. (Note: this variable is 0 except in February, March, and April (or first and second quarter). It is nonzero in February only for $W > 22$.)
² Labor Day (monthly flow)	$L(W, t) = 1/W$ [no. of the W days before Labor Day falling in month t]. (Note: this variable is 0 except in August and September.)
² Thanksgiving (monthly flow)	$TC(W, t) =$ proportion of days from W days after Thanksgiving through December 24 that fall in month t (negative values of W indicate days before Thanksgiving). (Note: this variable is 0 except in November and December)
Additive Outlier at t_0	$AO_t^{(t_0)} = \begin{cases} 1 & \text{for } t = t_0 \\ 0 & \text{for } t \neq t_0 \end{cases}$
Level Shift at t_0	$LS_t^{(t_0)} = \begin{cases} -1 & \text{for } t < t_0 \\ 0 & \text{for } t \geq t_0 \end{cases}$
Temporary Ramp t_0 to t_1	$RP_t^{(t_0, t_1)} = \begin{cases} -1 & \text{for } t \leq t_0 \\ (t - t_0) / (t_1 - t_0) - 1 & \text{for } t_0 < t < t_1 \\ 0 & \text{for } t \geq t_1 \end{cases}$

¹The variable shown are for month series. Corresponding variables are available for quarterly series.

² The actual variable used for monthly Easter effects is $E(\omega, t) - \bar{E}(\omega, t)$, where the $\bar{E}(\omega, t)$ are the “long-run” (computed over 38,000 years) monthly means of $E(\omega, t)$ (nonzero only for February, March, and April). Analogous deseasonalized variable are used for Labor Day and Thanksgiving effects, and quarterly Easter effects.

Fonte: Findley et al. (1998).

Para a escolha entre os diversos modelos alternativos o Método X-12-ARIMA, na identificação dos modelos RegARIMA, disponibiliza as seguintes estatísticas e medidas: Função de Autocorrelação (FAC) e Função de Autocorrelação Parcial (FACP) para os resíduos dos modelo; Estatística Q de Ljung-Box; Nível de erro absoluto em percentagem para cada um dos três últimos anos e para toda a série; Estatística de Qui-quadrado para cada variável; Teste de normalidade para os resíduos (curtose, assimetria e autocorrelação); Critérios de informação para seleção de modelos (Akaike Information Criterion – AIC, Hannan-Quinn e Bayesian Information Criterion – BIC).

2.5.3 - Ajuste Sazonal (X-11 modificado)

Para o ajuste sazonal o X-12-ARIMA utiliza o procedimento X-11 com algumas alterações. Constitui-se como um procedimento iterativo em que alguns passos são repetidos mais de uma vez. Os principais passos para o ajuste sazonal, usando a opção padrão são:

- Passo 1. Estimativa inicial dos componentes sazonal e irregular.
Modelo multiplicativo: razão mensal entre a série original e uma média móvel centrada simples de 12 termos. Modelo aditivo: diferença entre a série original e uma média móvel centrada simples de 12 termos.
- Passo 2. Aplicar na estimativa inicial dos componentes sazonal e irregular uma média ponderada de 5 termos (média móvel 3X3), para cada mês, obtendo assim uma estimativa inicial dos fatores sazonais.
- Passo 3. Ajuste da soma dos fatores sazonais a 12 sobre qualquer período de 12 meses, fazendo o quociente entre a estimativa do fator sazonal e do fator sazonal ajustado através da aplicação de uma média móvel centrada de 12 termos. Os 6 valores iniciais e os 6 finais da série, perdidos em decorrência da aplicação da média móvel centrada de 12

termos, repete-se 6 vezes o primeiro e último valor da média móvel disponível.

- Passo 4. Estimativa do componente irregular. Modelo multiplicativo: dividir o componente sazonal-irregular inicial (passo 1) pelas estimativas dos fatores sazonais mensais ajustados. Modelo aditivo: subtrair do componente sazonal-irregular inicial (passo 1) as estimativas dos fatores sazonais mensais ajustados.
- Passo 5. Identificação e eliminação dos valores extremos. Cada valor do componente irregular estimado preliminarmente é comparado com o desvio padrão σ para um período móvel de 5 anos. Elimina-se os valores superiores a $2,5 \sigma$ e, recalcula-se o desvio padrão móvel de 5 anos e um novo teste é feito, mas desta vez a remoção é feita considerando o seguinte esquema: peso igual a 1 se $I_t < 1,5 \sigma$; peso igual a 1 se $I_t < 2,5 \sigma$ e peso linear entre $1,5 \sigma < I_t < 2,5 \sigma$.
- Passo 6. Estimação preliminar dos fatores sazonais aplicando-se uma média móvel de 5 termos (3x3) para cada mês das relações sazonal-irregular com os valores extremos já substituídos.
- Passo 7. Repetir o passo 3 (ajuste da soma a 12).
- Passo 8. Estimativa preliminar da série sazonalmente ajustada. Modelo multiplicativo: dividir a série original pela estimativa dos fatores sazonais preliminares ajustados. Modelo aditivo: subtrair da série original as estimativas dos fatores sazonais preliminares ajustados.
- Passo 9. Estimativa do componente tendência-ciclo, aplicando o filtro de Henderson de 9 termos, 13 termos ou 23 termos aos valores sazonalmente ajustados
- Passo 10. Nova estimativa dos componentes sazonal e irregular. Modelo multiplicativo: dividir a série original pela tendência-ciclo obtida, para

obter uma segunda estimativa. Modelo aditivo: subtrair da série original a tendência-ciclo obtida, para obter uma segunda estimativa.

Passo 11. Estimativa final dos fatores sazonais aplicando-se uma média móvel ponderada de 7 termos (média móvel 3x5) para cada mês separadamente da relação sazonal-irregular.

Passo 12. Repetir o passo 3 (ajuste da soma a 12).

Passo 13. Estimativa final da série sazonalmente ajustada. Modelo multiplicativo: dividir a série original pelas estimativas dos fatores sazonais ajustados. Modelo aditivo: subtrair da série original as estimativas dos fatores sazonais ajustados.

Durante esses treze passos são geradas diversas tabelas que são agrupadas de A a F. Maior detalhamento sobre cada uma dessas tabelas pode ser encontrado em Ladiray & Quenneville (2001).

2.5.4 - Medidas de Diagnóstico do Ajuste

A qualidade do ajuste é avaliada considerando as estatísticas M e Q utilizadas no Método X-11 em conjunto com novas medidas: a estimativa espectral, os subperíodos móveis e as revisões históricas.

2.5.4.1- Estatística M e Q

As estatísticas M para avaliar a qualidade do ajuste realizado foram definidas por Dagum (1978) e Lothian & Morry (1978a). Essas estatísticas fornecem informações sobre as mudanças médias ocorridas em cada componente em diferentes períodos, sobre contribuição relativa dos componentes às mudanças percentuais na série original, etc. A seguir, são detalhados os cálculos de cada estatística em particular.

Estatística M1 - Contribuição relativa da componente irregular sobre o período de três meses: do ponto de vista do ajuste sazonal é difícil identificar e extrair a componente sazonal se a influência da componente irregular for muito forte na série. Para se obter a série estacionária remove-se a tendência da série original através de diferenças de ordem três que, conforme Lothian & Morry (1978b), o retardo de 3 é o que produz a melhor comparação das respectivas contribuições das componentes irregular e sazonal. A estatística M1 é definida por:

$$M1 = 10 \times \frac{\bar{I}_3^2 / \bar{O}_3'^2}{1 - \bar{P}_3^2 / \bar{O}_3'^2} \quad (1.8)$$

em que: $\bar{I}_d^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{t=d+1}^N (I_t - I_{t-d})^2$ e $\bar{O}_d'^2 = \bar{C}_d^2 + \bar{S}_d^2 + \bar{P}_d^2 + \bar{D}_d^2 + \bar{I}_d^2$, sendo os componentes de $\bar{O}_d'^2$ calculados de forma análoga a \bar{I}_d^2 . Adota-se conforme sugestão de Lothian e Morry (1978b), um período d em meses igual a 3.

A contribuição máxima aceitável da componente irregular é de até 10%. Assim, valores de M1 maiores que a unidade indica uma contribuição alta da componente irregular.

Estatística M2 - Contribuição relativa da componente irregular à variância da porção estacionária da série.

A estatística M2 é calculada de forma similar a utilizada em M1, com a contribuição relativa da componente irregular à variância de série original previamente dessazonalizada. A estatística M2 é definida por:

$$M2 = 10 \times \frac{\text{contribuição}(I)}{1 - \text{contribuição}(P)} \quad (1.9)$$

Como na estatística anterior, a contribuição máxima aceitável para um bom ajuste é de até 10%. Valores maiores que a unidade indica uma contribuição alta da componente irregular.

Estatística M3 - Intensidade da mudança mensal da componente irregular comparada à intensidade da mudança mensal da componente tendência-ciclo.

No processo de extração da componente tendência-ciclo é desejável que a contribuição da componente irregular não seja muito grande na contribuição na estimativa provisória da série dessazonalizada. A estatística M3 mede a contribuição da razão \bar{I}/\bar{C} , sendo definida por:

$$M3 = \frac{1}{2} \times \left(\frac{\bar{I}}{\bar{C}} - 1 \right). \quad (1.10)$$

Assim, como nas estatísticas anteriores espera-se que M3 seja menor que a unidade.

Estatística M4 – Proporção da autocorrelação da componente irregular, descrita como a duração da média da seqüência ADR.

A hipótese básica do teste F com relação ao componente irregular é de que este se constitui como um processo puramente aleatório, com média zero e variância constante. Para testar a aleatoriedade da componente irregular utiliza-se duração média das seqüências (ADR – Average Duration of Runs). A estatística M4 testa a presença de autocorrelação com a duração média das seqüências (ADR) da componente irregular. A estatística M4 é definida por:

$$M4 = \frac{\left| \frac{N-1}{ADR} - \frac{2(N-1)}{3} \right|}{2,577 \times \sqrt{\frac{16N-29}{90}}}, \quad (1.11)$$

em que: N é número de anos.

Quando o valor da estatística for maior que 1 há indícios de presença de autocorrelação nos resíduos.

Estatística M5 - Número de meses para dominação cíclica.

Essa estatística mede o número de meses que uma mudança média absoluta da componente tendência-ciclo seja maior que do componente irregular. Como a estatística M3, compara a importância da componente tendência-ciclo com a componente irregular. A estatística M5 é definida por:

$$M5 = \frac{MCD' - 0,5}{5}, \quad (1.12)$$

em que MCD' é o número de meses k tal que $\bar{I}_k / \bar{C}_k \leq 1$ para todo $j \geq k$ e, é obtida pela seguinte interpolação:

$$MCD' = (K - 1) + \frac{\frac{\bar{I}_{k-1}}{\bar{C}_{k-1}} - 1}{\frac{\bar{I}_{k-1}}{\bar{C}_{k-1}} - \frac{\bar{I}_k}{\bar{C}_k}}.$$

Novamente, considera-se adequado valores de M5 inferiores a unidade.

Estatística M6 – Proporção da mudança anual da componente irregular em relação à mudança anual da componente sazonal.

O método X-11 aplica o filtro 3x5 à estimativa da componente tendência-ciclo para obter componente sazonal. Quando a componente irregular é demasiadamente pequena quando comparada com a mudança anual sazonal (valor abaixo de \bar{I}/\bar{C}), a média móvel 3x5 não é suficientemente flexível para acompanhar o movimento sazonal. Segundo Lothian & Morry (1978b), os filtros 3x5 funcionam bem para valores da razão \bar{I}/\bar{C} entre 1,5 e 6,5. Assim, a estatística M6 é baseada nos pontos de corte 1,5 e 6,5 da razão \bar{I}/\bar{C} da Tabela F2H (Anexo A.1) e é definida por:

$$M6 = \frac{1}{2,5} \times \left| \frac{\bar{I}}{\bar{S}} - 4 \right|. \quad (1.13)$$

Se esse valor exceder 1 a série falhará para esse teste, e uma alternativa para o ajuste é utilizar um filtro de médias móvel 3x1.

Estatística M7 – Proporção de sazonalidade estável em relação à sazonalidade móvel.

É o teste combinado para a presença de sazonalidade identificável, e compara a evolução relativa da sazonalidade estável com a evolução da sazonalidade móvel (testes F de Fisher da Tabela D8). A estatística M7 é definida por:

$$M7 = \sqrt{\frac{1}{2} \left(\frac{7}{F_{Sazonalidade\ Esta'vel}} - \frac{3F_{Sazonalidade\ Mo'vel}}{F_{Sazonalidade\ Esta'vel}} \right)}. \quad (1.14)$$

Valores de M7 maiores que 1 indicam que a sazonalidade da série não é identificável.

Estatística M8 - Dimensão das flutuações da componente sazonal ao longo da série inteira.

As flutuações da componente sazonal são calculadas como uma mudança absoluta média conforme a seguir:

$$|\overline{\Delta S}| = \frac{1}{\sum_{j=1}^k (N_j - 1)} \sum_{j=1}^k \sum_{i=2}^{N_j} |S_{i,j} - S_{i-1,j}|,$$

em que N_j é o número de anos e j é 12 (mensal).

A mudança máxima aceitável é de 10%. Assim a estatística M8 é definida como:

$$M8 = 100 \times |\overline{\Delta S}| \times \frac{1}{10}. \quad (1.15)$$

Assim, como nas estatísticas anteriores espera-se que M8 seja menor ou igual a unidade.

Estatística M9 - Movimento linear médio da componente sazonal na série inteira.

São obtidas medidas do movimento sistemático calculando a média das mudanças ano a ano para cada mês. Quando ocorrem somente flutuações aleatórias de ano a ano, a média estará perto de zero. Considerando um limite de aceitação de 10% a estatística M9 é definida por:

$$M9 = \frac{10}{\sum_{j=1}^k (N_j - 1)} \sum_{j=1}^k |S_{n_j, j} - S_{1, j}|. \quad (1.16)$$

Novamente, espera-se que M9 seja menor ou igual a unidade.

Estatística M10 - Dimensão das flutuações da componente sazonal nos anos recentes.

É equivalente à Estatística M8 com a exceção de que somente são envolvidos os anos recentes (anos: N-2, N-3, N-4 e N-5). A estatística M10 é definida por:

$$M10 = 100 \times \left| \overline{\Delta S} \right|_R \times \frac{1}{10} \quad (1.17)$$

em que:

$$\left| \overline{\Delta S} \right|_R = \frac{1}{3k} \sum_{j=1}^k \sum_{i=N_j-4}^{N_j-2} |S_{i, j} - S_{i-1, j}|.$$

A estatística M10 também devem ser menor que unidade.

Estatística M11 - Movimento linear médio da componente sazonal nos anos recentes.

É equivalente à estatística M9 com a exceção de que somente são envolvidos os anos recentes (anos: N-2, N-3, N-4 e N-5). A estatística M11 deve ser menor que a unidade e, é definida por:

$$M11 = \frac{10}{3k} \sum_{j=1}^k |S_{N_j-2,j} - S_{N_j-5,j}|. \quad (1.18)$$

Estatística Q – Controle de qualidade global do ajuste.

É uma medida da qualidade global do ajuste através de uma soma ponderada das estatísticas M. A cada Estatística M foi atribuído um peso de acordo com sua importância relativa na qualidade global do ajuste, conforme apresentado na Tabela 1.5.

TABELA 1.5 - Pesos da Estatística M no Cálculo da Estatística Q

Estatística	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11
Pesos w	13	13	10	5	11	10	16	7	7	4	4

Fonte: Lothian & Morry (1978b)

Esses pesos foram obtidos por Lothian & Morry (1978b) tendo por base a avaliação da qualidade do ajuste de 421 séries, cujo comprimento variou de 5 a 30 anos. A estatística Q é definida por:

$$Q = \frac{\sum_{i=1}^{11} w_i M_i}{\sum_{i=1}^{11} w_i}. \quad (1.19)$$

Se a Estatística Q for maior que 1 o ajuste é considerado inaceitável.

2.5.4.2- Estimativa do Espectro

A presença de sazonalidade residual pode ser resultado de efeitos de difícil estimação em séries com grande variância, ajuste indireto de séries

resultantes da agregação dos componentes ajustados ou ainda pode ser resultado das opções do método de ajuste sazonal utilizado.

Segundo Findley et al. (1998), os dias de negócios semelhantemente aos efeitos sazonais são aproximadamente periódicos e, portanto, é natural o uso da estimativa espectral para detectar sua presença. Assim, a análise espectral no contexto do Método X-12-ARIMA é usada para detectar se ainda existe algum resíduo de sazonalidade ou de efeitos de dias de negócios na série ajustada sazonalmente.

Para testar a existência de sazonalidade residual na série ajustada sazonalmente o X-12-ARIMA estima automaticamente dois espectros, um para diferença das variações mensais da série ajustada para valores extremos, e outro para o componente irregular final da série ajustada sazonalmente para valores extremos. É estimado também um espectro para a série original.

Os efeitos sazonais são determinados, nos espectros de séries mensais, por picos nas frequências $k/12$ ciclos por mês com $1 \leq k \leq 6$. O efeito de dias de negócios tem um período de 28 anos (336 meses) e, segundo Cleveland & Devlin (1980) e Findley et al. (1998), as frequências mais sensíveis ao efeito de dias de negócios são 0,304, 0,348 e 0,432.

O X-12-ARIMA utiliza dois estimadores para o espectro: o periodograma e o estimador auto-regressivo. O primeiro considera que para uma série Y_t , $1 \leq t \leq N$, o periodograma é em decibéis:

$$10 \log_{10} \left(\frac{2}{N} \left| \sum_{t=1}^N Y_t e^{i2\pi t \lambda} \right|^2 \right), \quad 0 \leq \lambda \leq 0,5, \quad (1.20)$$

nas frequências $\lambda = 2\pi n/N$; $1 \leq n \leq N/2$. Sejam A_λ e B_λ as estimativas de mínimos quadrados dos coeficientes da regressão de Y_t em $A \cos(2\pi \lambda t) + B \sin(2\pi \lambda t)$, o periodograma é dado por:

$$10 \log_{10} \left\{ \left(\frac{2}{N} \right) (A_\lambda^2 + B_\lambda^2) \right\}. \quad (1.21)$$

O estimador auto-regressivo do espectro tem a seguinte forma:

$$10 \log_{10} \left\{ \frac{\sigma_m^2}{2\sigma \left| 1 - \sum_{j=1}^m c_j e^{i2\pi j\lambda} \right|^2} \right\}, \quad 0 \leq \lambda \leq 0,5 \quad (1.22)$$

em que os coeficientes c_j são os da regressão de mínimos quadrados de $Y_t - \bar{Y}$ em $Y_{t-j} - \bar{Y}$, $1 \leq j \leq m$ com $\bar{Y} = 1/N \left(\sum_{t=1}^N Y_t \right)$ e σ_m^2 a variância amostral dos resíduos de regressão resultantes (no X-12-ARIMA usualmente $m = 30$). Para maiores detalhes sobre os estimadores para o espectro ver Priestley (1981).

2.5.4.3- Sub-períodos Móveis (“Sliding Spans”)

Segundo Morry & Chhab (1998), os sub-períodos móveis são utilizados como medidas para avaliar a estabilidade das estimativas de um ano para o outro. Esse procedimento de diagnóstico disponibiliza uma série de estatísticas para comparar os sub-períodos considerados.

O procedimento envolve a comparação de ajustes independentes, obtidos de uma sequência de 3 a 4 painéis sobrepostos. Um painel inicial é selecionado e então um segundo painel é obtido suprimindo-se as informações do ano mais antigo que consta no primeiro painel e adicionando as informações do ano seguinte ao último ano do primeiro painel. O terceiro painel é obtido da mesma maneira que o segundo painel e, se os dados permitirem, o quarto painel também é formado. Cada painel é ajustado sazonalmente como se fosse uma série completa. Cada mês comum a mais de um painel é examinado para ver se o

ajustamento sazonal é estável. O fator sazonal estimado do mês é considerado não-confiável se a maior das estimativas for superior a 103% da menor. Quando o sistema detecta instabilidade em um determinado período é assinalado com um asterisco.

Segundo Findley et al. (1998), os “Sliding Spans” permitem determinar se a série está sendo ajustada adequadamente, decidir entre ajustes diretos e indiretos das séries agregadas e ainda confirmar escolhas, tais como o tamanho do filtro sazonal, ou rejeitá-las, indicando alternativas.

2.5.4.4- Revisões Históricas

Como os sub-períodos móveis (“Sliding Spans”), as revisões históricas também são um teste para diagnóstico da estabilidade do ajuste. De acordo com Morry & Chhab (1998), nas revisões históricas, são comparados os dados ajustados para um mesmo mês quando são utilizados dois períodos de ajustes diferentes.

A revisão básica calculada pelo X-12-ARIMA é a diferença entre o ajuste preliminar de um mês obtido, considerando apenas os dados até este mês, e um ajuste posterior, realizado utilizando todos os dados disponíveis na época da análise. Revisões similares são obtidas para diversas séries como: série final ajustada sazonalmente; mudanças mês a mês da série ajustada sazonalmente; tendência final de Henderson; mudanças mês a mês na tendência final de Henderson; fatores sazonais finais; previsões e erro médio das previsões. O conjunto dessas revisões calculadas para um conjunto de pontos consecutivos da série denomina-se revisão histórica.

A seguir é descrito o processo de cálculo das revisões históricas conforme apresentadas em Findley et al. (1998).

Suponha que um conjunto de opções tenha sido escolhido para a aplicação do X-12-ARIMA à série não ajustada Y_t , $1 \leq t \leq n$. Para qualquer mês

t , e para qualquer u no intervalo $t \leq u \leq n$, seja $A_{t|u}$ o valor sazonalmente ajustado para a época t , obtido usando-se apenas as observações $Y_t, 1 \leq t \leq u$ ou seja, retirando-se as observações $Y_{u+1}, Y_{u+2}, \dots, Y_n$.

O ajuste $A_{t|t}$ é obtido das observações até a época t , e é chamado de ajuste concorrente, e $A_{t|n}$ é o ajuste mais recente. No caso do ajuste multiplicativo, a revisão do concorrente para o ajuste mais recente para o mês t é calculada como uma porcentagem do ajuste concorrente conforme a seguir:

$$R_{t|n}^A = 100 \times \frac{A_{t|n} - A_{t|t}}{A_{t|t}}. \quad (1.23)$$

Para dados n_0 e n_1 , com $n_0 < n_1$, a sequência $R_{t|n}^A, n_0 \leq t \leq n_1$ é chamada de revisão histórica do ajuste sazonal da época n_0 para a época n_1 . É desejável que n_0 seja no mínimo tão grande quanto o tamanho do efetivo do filtro sazonal utilizado, e grande o bastante para obter estimativas confiáveis do ajuste para dias de negócios.

As mudanças percentuais período a período são obtidas por:

$$\Delta^{\%} A_{t|u} = 100 \times \frac{A_{t|u} - A_{t-1|u}}{A_{t-1|u}}, \quad (1.24)$$

e são frequentemente tão importantes quanto o ajuste sazonal. As revisões históricas na mudança percentual período a período é definida por:

$$R_{t|n}^{\Delta^{\%}A} = \Delta^{\%} A_{t|n} - \Delta^{\%} A_{t|t}, \quad n_0 \leq t \leq n_1. \quad (1.25)$$

Um maior detalhamento sobre o procedimento X-12-ARIMA de ajuste sazonal pode ser obtido em Findley et al. (1998) e no manual do programa disponibilizado pelo U.S. Bureau of the Census (2005).

2.6.4- Aplicações de Procedimentos de Ajuste Sazonal

Na literatura de séries temporais, observa-se uma grande quantidade de trabalhos analisando a sazonalidade de séries de diversas áreas. Com o advento do Método X-11, o procedimento de ajuste sazonal passou a ser largamente utilizado por diversas áreas principalmente para séries econômicas.

Um dos primeiros trabalhos que avaliaram o desempenho do método X-11 e do Método X-11-ARIMA, frente a séries temporais brasileiras que apresentavam fortes mudanças estruturais na tendência e na sazonalidade, foi realizado por Carzola (1986). Para a avaliação dos métodos foi considerada a série da Taxa de Mortalidade Infantil para o Município de São Paulo, no período de 1933 a 1985. Os resultados mostraram a importância do ajuste sazonal. Porém observa que o uso indiscriminado da opção do procedimento automático do método mostra-se ineficiente para captar as mudanças estruturais da economia brasileira.

Hotta (1988) analisou algumas séries temporais socioeconômicas do Brasil utilizando o método X-11 e o X-11-ARIMA para testar a existência de sazonalidade. Foram analisadas as seguintes séries: taxa de mortalidade infantil (1933 a 1985); taxa de desemprego referente às áreas metropolitanas de São Paulo (janeiro de 1980 a fevereiro de 1987); exportações brasileiras (janeiro de 1978 a março de 1987); importação brasileira (janeiro de 1978 a março de 1987); exportações de produtos industriais (janeiro de 1978 a fevereiro de 1987); importação de produtos industriais (janeiro de 1978 a outubro de 1986); consumo de óleo diesel no Brasil (janeiro 1978 a março de 1987); consumo de energia elétrica no Espírito Santo (janeiro de 1970 a setembro de 1979); consumo de energia industrial em São Paulo (abril de 1981 a março de 1987) e a série de produção de leite no Estado de São Paulo (dezembro de 1975 a abril de 1982). Para testar a necessidade de ajuste sazonal foram utilizadas as estatísticas M de

qualidade de ajuste. Os resultados indicaram que a maioria das séries foi apropriada para o ajustamento sazonal.

Ferreira et al. (1994) estudaram os padrões sazonais das entregas de fertilizantes no Brasil, no Estado de São Paulo e nas Regiões Centro, Norte, Nordeste e Sul e, também, as importações brasileiras de fertilizantes, no período de 1985-92, utilizando o método X-11. Verificou-se a sazonalidade na importação e na entrega de fertilizantes no Brasil e regiões. Também observou-se a existência de pequena defasagem de tempo entre os padrões sazonais da importação e da entrega de fertilizantes ao consumidor final, sugerindo que as empresas desse setor trabalhem com estoques reduzidos. Concluiu-se que a sazonalidade agrícola é um fator relevante que afeta, consideravelmente, o setor de fertilizantes, tendo em vista exigir uma produção contínua para suprir uma demanda concentrada em poucos meses do ano; defrontando-se, ainda, com o problema de transporte, aliado aos relacionados com o capital de giro das empresas (custos de manutenção).

Francisco et al. (1995) estudaram a aplicação de quatro métodos de ajustamento sazonal: Método X-11, análise espectral, modelos ARIMA e modelos de regressão linear. Foi utilizada a série de preços médios mensais de milho recebidos pelos produtores do Estado de São Paulo no período de 1970 a 1992. A série foi deflacionada pelo IGP-DI. Os resultados evidenciaram a existência de sazonalidade na série analisada. Os quatro métodos analisados foram complementares. O modelo multiplicativo obtido pelo método X-11 foi confirmado pelo modelo ARIMA. O bom ajuste do X-11 foi confirmado pelo pico no período de 12 meses identificado na análise espectral.

Arita (1999) utilizou a série do Índice de Produção Industrial no período de 1975 a 1996 para comparar os métodos de ajustamento sazonal: Método X-11 sem Atualizações, Método X-11 com Atualizações, Método X-11 ARIMA sem Atualizações e o Método X-11 ARIMA com Atualizações. Como critério de

avaliação considerou a revisão dos coeficientes projetados. Os resultados mostraram um melhor desempenho do Método X-11 ARIMA e, na impossibilidade de sua utilização, sugere a utilização do X-11 com atualizações a cada nova observação.

Freitas & Amaral (2002) avaliaram os reflexos do Plano de Estabilização Econômica sobre o comportamento dos preços de amendoim, em nível de produtor e atacado, utilizando Método X-11. Foram comparadas as sazonalidades dos produtos em dois sub-períodos 1990-94 e 1995-01. Os preços foram deflacionados para setembro de 2001 e o ajustamento sazonal foi realizado considerando o Método X-11 com um modelo multiplicativo. Concluiu-se que o Plano acarretou mudanças nas amplitudes das variações sazonais de ambos os níveis de mercados. No entanto, concluiu que as alterações sazonais (deslocamentos mensais de picos e vales) são devidas às implantações do MERCOSUL e às tecnologias de colheita e pós-colheita, uma vez que estas têm implicação direta no volume ofertado.

Silva et al. (2004) utilizaram o procedimento X-11 para identificar as épocas mais favoráveis para a comercialização do trigo nacional e também para se efetuar as importações do produto. Foram calculados os padrões sazonais dos preços de trigo dos Estados Unidos, da Argentina, dos Estados do Paraná e de São Paulo. Identificou-se a sazonalidade com base nos preços mensais do período de 1990 a 2002. Constatou-se que a melhor época para o tricultor comercializar o trigo nacional era setembro e outubro, e o melhor momento para as importações da Argentina é dezembro e janeiro, e para os Estados Unidos é em julho.

A questão da sazonalidade em séries de índice de preços nos últimos anos também vem recebendo atenção de diversos pesquisadores como Cezar et al. (1995), Bryan & Cecchetti (1995), Fava & Rizzieri (1997), e Figueiredo (2001). A série de índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos foi

estudada por Bryan & Cecchetti (1995), que identificaram a característica idiossincrática das variações sazonais nos preços, que faz com que a despeito dos itens do índice de preços apresentarem sazonalidade, no índice agregado não se encontra necessariamente tal evidência.

No Brasil, os filtros de médias móveis do tipo X-11 foram utilizados por Cezar et al. (1995), Fava & Rizzieri (1997) e Figueiredo (2001) para estudar a sazonalidades nas séries de índice de preços. Porém, segundo Fava & Rizzieri (1997), o ajustamento sazonal de séries econômicas não é um procedimento aceito de forma irrestrita. Sendo a polêmica ainda maior quando se trata de dessazonalização de séries de índices de preços.

Em contra partida, na literatura existe um certo consenso sobre a sazonalidade dos preços dos produtos alimentícios, principalmente os de origem agrícolas. Nogueira et al. (1985), analisaram a estacionaridade dos preços e das quantidades das frutas de clima tropical comercializadas no mercado atacadista de São Paulo para o período 1977 a 1981. Foram identificados as épocas de maior oferta e os preços máximos e mínimos para as seguintes frutas: abacate, abacaxi, banana, laranja, limão, mexerica, tangerina, goiaba, mamão, manga e maracujá. As variações sazonais dos preços e das quantidades mostraram-se bastante definidas, com oscilações significativas durante todo o ano.

Camargo Filho & Mazzei (1992) analisaram o comportamento dos preços de alguns legumes e verduras no período de 1983-88, usando como deflator o dólar médio mensal. Foram analisados os preços da alface, abobrinha, cenoura, pepino, pimentão, repolho, tomate e vagem. Para estimar a variação sazonal utilizou um procedimento baseado em médias móveis centradas e o Método X-11. Para todas as hortaliças analisadas, a variação sazonal anual de preços mostrou-se declinante no segundo semestre. Observou-se também que as hortaliças apresentam resposta da produção a preços, ou seja, após um ano de preços alto há um estímulo ao aumento da produção no ano seguinte.

Sueyoshi et al. (1992) estudaram a tendência e a sazonalidade do dispêndio com alimentação no domicílio (Cesta de Mercado), expresso em salários mínimos. Utilizando o Método X-11 verificou-se redução da amplitude sazonal no sub-período de 1986-90 em relação aos sub-períodos 1974-78 e 1980-84. Apurou-se também diminuição no dispêndio, da ordem de 0,2 salário mínimo, do último sub-período em relação aos demais. Também se ajustaram modelos ARIMA aos dados sazonalmente ajustados, em cada sub-período da série, que permitiram prever o comportamento da tendência do dispêndio para 1991.

Margarido et al. (2003) utilizaram o método X-12 ARIMA para analisar a sazonalidade dos índices da cesta de mercado (total, vegetal e animal), levantados pelo Instituto de Economia Agrícola de São Paulo. O período analisado vai de janeiro de 1995 a dezembro de 2002. Os resultados mostram que as séries de índices de preços total e vegetal são sazonais, dadas as dificuldades da utilização de tecnologias para armazenamento e conservação desses produtos. A série de índice de preços de produtos animais apresenta menor amplitude sazonal, provavelmente em função de dois fatores: a utilização de tecnologias que permitem sua armazenagem e a constituição do MERCOSUL, resultando, por isso, em menor oscilação de preços.

3 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARITA, H. H. **Estudo sobre métodos de ajustamento sazonal: uma aplicação numa série temporal econômica brasileira**. 1999. 199 p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Estadual de Maringá, Maringá.

AZZONI, C. R. Distribuição pessoal de renda nos estados e desigualdade de renda entre estados no Brasil – 1960, 1970, 1980, 1991. **Pesquisa e Planejamento Econômicos**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 2, p. 251-278, ago. 1997.

AZZONI, C. R.; CARMO, H. E.; MENEZES, T. Comparação da paridade de compra entre cidades: aspectos metodológicos e aplicações ao caso brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômicos**, Rio de Janeiro, v. 33, n. 1, p. 91-126, abr. 2003.

AZZONI, C. R.; CARMO, H. E.; MENEZES, T. Índice de custo de vida comparativo para as principais regiões metropolitanas brasileiras: 1981-1999. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 30, n. 1, p. 165-186, jan./mar. 2000

BERNSTEIN, J. **Seasonality: systems, strategies, and signals**. New York: John Wiley, 1998. 215 p.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time séries analysis: forecasting and control**. San Francisco: Holden-day, 1976. 375 p.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C. **Time séries analysis: forecasting and control**. 3. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1994. 598 p.

BRYAN, M. F.; CECCHETTI, S. G. The seasonality of consumer prices. **NBER Working Paper**, n. 5173, July 1995. Disponível em: <http://papers.nber.org/papers/w5173>. Acesso em: 15 out. 2004

CAMARGO FILHO, W. P. de; MAZZEI, A. R. Variação estacional de preços de hortaliças e perspectivas no mercado. **Informações Econômicas**, Piracicaba, v. 22, n. 9, p. 33-56, set. 1992.

CAMPOS, J. A brief look on the literature on deseasonalization. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 2, p. 217-236, abr./jun. 1991.

CANTO, W. L.; JUNQUEIRA, P. C. Cesta de mercado – margens de comercialização. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 18, n. 9, p. 1-46, set./out. 1971.

CARMICHAEL, F. L. Methods of computing seasonal indexes: constant and progressive. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 22, n. 159, p. 339-354, 1927.

CARZOLA, I. M. **Ajuste sazonal de séries temporais: o método X-11 e suas aplicações às séries brasileiras**. 1986. 121 p. Dissertação (Mestrado em Estatística) Universidade Estadual de Campinas, Campinas.

CASTRO, P. F.; MAGALHÃES, L. C. G. **Recebimentos e dispêndios das famílias brasileiras: evidências recentes da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) – 1995/1996**. Brasília: IPEA, 1998. (Texto para discussão. N. 614)

CEZAR, S. A. G.; SUEYOSHI, M. L. S; PINO, F. A.; FRANCISCO, V. L. F. dos SANTOS; AMARAL, A. M. P. Ajustamento sazonal de preços com inflação. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo v. 42, n. 2, p. 39-63, 1995.

CLENDENIN, J. C. Measurement of variations in seasonal distribution. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 22, p. 213-220, 1927.

CLEVELAND, W. S.; DEVLIN, S. J. Calendar effects in monthly time séries: detection by spectrum analysis and graphical. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 75, n. 371, p. 487-496, Sept. 1980.

CRUM, W. L. The use of the median in determining seasonal variation. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 18, n. 141, p. 607-614, Mar. 1923.

CRUM, W. L. Progressive variation in seasonality. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 20, n. 149, p. 48-64, Mar. 1925.

DAGUM, E. B. Modeling forecasting and seasonally adjusting economic time séries with the X-ARIMA method. **The Statistician**, Oxford, v. 27, n. 3/4, p. 203-216, Sept./Dec. 1978.

DECRETO-LEI 399. **Diário Oficial da União**, Brasília, 07 maio de 1938.

ENDERS, W. **Applied econometric time séries**. 2. ed New York: Wiley, 2004. 460 p.

FALKNER, H. D. The measurement of seasonal variation. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 19, n. 146, p. 167-179, June 1924.

FAVA, V. L. **Urbanização, custo de vida e pobreza no Brasil**. 1984. 252 p. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade de São Paulo, São Paulo.

FAVA, V. L.; RIZZIERI, J. A. B. Sazonalidade em índices de preços: o caso do IPC-Fipe. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 1, n. 1, p. 81-98, 1997

FERREIRA, C. R. R. P. T.; SUEYOSHI, M. L. S.; MARGARIDO M. A.; CEZAR, S. A. G. Sazonalidade das importações e das entregas mensais de fertilizantes no Brasil, 1985-92. **Informações Econômicas**, Piracicaba, v. 24, n. 10, p. 59-71, out. 1994.

FERREIRA, A. H. B. A distribuição interestadual de renda no Brasil, 1950-1985. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 50, n. 4, p. 469-485, out./dez. 1995.

FERREIRA, A. H. B.; DINIZ, C. C. Convergência entre rendas per capita estaduais no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 15, n. 4, p. 38-56, out./dez. 1995.

FERREIRA, A. H. B.; ELLERY Jr., R. Convergência entre rendas per capita dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 1, p. 88-103, jan./mar. 1996.

FIGUEREDO, F. M. R.; STAUB, R. B. Algumas considerações sobre sazonalidade no IPCA. Trabalhos para Discussão. **Banco Central do Brasil**, Brasília, n. 31, p. 1-37, 2001. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/wps31.pdf>. Acesso em: 15 out. 2004

FINDLEY, D. F.; MONSELL, B. C.; BELL, W. R.; OTTO, M. C. Y CHEN, B. New Capabilities and Methods of the X12ARIMA Seasonal Adjustment Program. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, v. 16, n. 2, p. 127-52, Apr. 1998.

FRANCISCO, V. L. F. S.; PINO, F. A.; SUEYOSHI, M. L. S.; CÉZAR, S. A. G.; AMARAL, A. M. P. Utilização do SAS em estudos de sazonalidade. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 24, n. 6. p. 31-36, jun. 1994.

FRANCISCO, V. L. F. S.; PINO, F. A.; SUEYOSHI, M. L. S.; CÉZAR, S. A. G.; AMARAL, A. M. P. Sazonalidade em séries temporais econômicas: aplicações. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 42, n. 1. p. 57-71, 1995.

FREITAS, S. M.; AMARAL, A. M. P. Alterações nas variações sazonais dos preços de amendoim nos mercados primário e atacadista, 1990-2001. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 32, n. 5, p. 45-53, maio 2002.

GHYSELS, E.; OSBORN, D. R. **The econometric analysis of seasonal time séries**. New York: Cambridge. 2001. 228 p.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, J. P. **Forecasting economic time séries**. New York: Academic Press, 1977. 333 p.

GRANGER, C. W. J. Seasonality: causation, interpretation and implications. In: Zellner, A. (Ed.). **Seasonal Analysis of Economic Time Séries**. Washington D. C. : U. S. Department of Commerce, Bureau of the Census. p. 33-46, 1978. <<http://www.census.gov/srd/www/historicpapers.html#x11>>. Acesso em: 15 dez. 2004.

HALL, L. W. Seasonal variation as a relative of secular trend. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 19, p. 156-166, 1924.

HAMILTON, J. D. **Time séries analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994. 799 p.

HENDERSON, R. Note on graduation by adjusted average. **Transactions of the Society of America**, Illinois, v. 17, p. 43-48, 1916.

HOFFMANN, R. . **Estatística para economistas**. 3. ed. rev. e ampl. São Paulo: Pioneira, 1998. 430 p. (Biblioteca Pioneira de Ciências Sociais. Economia).

HOFFMANN, R. Elasticidade - renda das despesas com alimentos em regiões metropolitanas do Brasil em 1995-96. **Informações Econômicas**, Piracicaba, v. 30, n. 2, p. 17-24, fev. 2000a.

HOFFMANN, R. Elasticidade-renda das despesas e do consumo físico de alimentos no Brasil metropolitano em 1995-96. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 47, n. 1, p. 111-122, 2000b.

HOTTA, L. K. Seasonal adjustment of brazilian time séries. **Revista de Econometria**. Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 83-95, jan./jun. 1988.

KALLEK, S. An over of the objectives and framework of seasonal adjustment. In: ZELLNER, A. (Ed.). **Seasonal analysis of economic time séries**. Washington D. C. : U. S. Department of Commerce, Bureau of the Census, 1978. p. 3-25. <<http://www.census.gov/srd/www/historicpapers.html#x11>>. Acesso em: 15 dez. 2004.

KING, W. W. An improved method for measuring the seasonal factor. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 19, p. 301-313, 1924.

KUZNETS, S. Seasonal patter and seasonal amplitude: measurement of their short-time variations. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 27, p-9-20, 1932.

LADIRAY, D.; QUENNEVILLE. **Seasonal adjustment with the X-11 method (Lecture Notes in Statistics)**. New York: Springer, 2001. 256 p.

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

LOTHIAN, J.; MORRY, M. **A set of quality control statistics for the X-11 ARIMA seasonal adjustment method**. Statistics Canada, 1978a. (Research Paper. n. 78-10-005).

LOTHIAN, J.; MORRY, M. **A Test for the presence of identifiable seasonality when using the X-11 program**. Statistics Canada, 1978b. (Research Paper, n. 78-10-005).

MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F.; MATINS, V. A. Sazonalidade da cesta de mercado paulistana pós-plano real. **Informações Econômicas**, Piracicaba, v. 33, n. 12, p. 41-50, dez. 2003.

MENEZES, M.; SILVEIRA, F. G.; MAGALHÃES, J. C. G.; TOMICH, F. A.; VIANNA, S. W. **Gastos alimentares nas grandes regiões urbanas do Brasil: aplicação do modelo AID aos microdados da POF 1995/1996 IBGE**. Brasília: IPEA. Julho 2002. 21 p. (Texto para Discussão, n. 896).

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 2004. 535 p.

MORRY, M. **A test to determine whether the seasonality is additively or multiplicatively related to the trend-cycle component**. Statistics Canada, 1975. (Research Paper, Seasonal Adjustment and Time Séries Staff).

MORRY, M; CHHAB, N. Comment to “New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program” by Findley, D. F.; Monsell, B. C.; Bell, W. R; Otto, M. C. y Chen, B. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, v. 16, n. 2, p. 161-163, Apr. 1998.

MURTEIRA, B. J. F.; MULLER, D. A.; TURKMAN, K. F. **Análise de sucessões cronológicas**. Lisboa: McGraw-Hill, 2000. 310 p.

NOGUEIRA, E. A.; PACKER, M. F.; CAMARGO FILHO, W. P. Frutas de clima tropical: estacionalidade de preços e de quantidades no mercado atacadista de São Paulo. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 15 n. 5 p. 35-60 maio 1985.

PASTORE, A. C.; BLUM, B. S.; PINOTTI, M. C. Paridade de poder de compra, câmbio real e saldos comerciais. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 52, n. 3, p. 359-403, jul./set. 1998.

PERSONS, W. M. Indices of business conditions. **Review of Economic Statistics**, Ottawa, v. 1, p. 5-107, 1919.

PIERCE, D. A. A survey of recent developments in seasonal adjustment. **The American Statistician**, Washington, v. 34, n. 3, p-125-134, Aug. 1980.

PINO, F. A.; FRANCISCO, V. L. F.; CÉZAR, S. A. G. et al. Sazonalidade em séries temporais econômicas: um levantamento sobre o estado da arte. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 41, n. 3, p. 103-133, 1994.

PRIESTLEY M. B. **Spectral analysis and time séries**. Univariate séries. New York: Academic Press, 1981. v. 1, 890 p.

QUENOUILLE, M. The comparison of correlations in time-séries. **Journal of the Royal Statistics Society Serie B**, London, v. 20, n. 1, p. 158-164, 1958.

RIBEIRO, L F M. **Inflação e setor agroindustrial no Brasil**. 1997. 85 p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, MG.

ROCHA, S. A estrutura de consumo familiar metropolitana em São Paulo e Recife: evidências e implicações. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 25, n. 2, p. 297-322, ago. 1995.

SABÓIA, J. L. M. A razão essencial e sua utilização como deflator do salário mínimo. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 14, n. 2, p. 785-780, set./dez. 1984.

SAVEDOFF, w. Os diferenciais regionais de salário no Brasil: segmentação versus dinamismo da demanda. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, p. 521-556, dez. 1990.

SHISKIN, J.; YOUNG, A. H.; MUSGRAVE, J. C. **The X-11 variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program**. Washington D. C. : U. S. Bureau of the Census, 1967. p. 1-66. (Technical Paper, n. 15) Disponível em: <http://www.census.gov/srd/www/historicpapers.html#x11>. Acessado em: 15/12/2004.

SILVA, J. R. da; FERREIRA, C. R. P. T.; NOGUEIRA JUNIOR, S. Padrão sazonal de preços de trigo: São Paulo, Paraná, Estados Unidos e Argentina. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 34, n. 3. p. 7-14, 2004.

SNOW, E. C. Trade forecasting and prices. **Journal of the Royal Statistical Society**, London, v. 86, p. 332-376, 1923.

SPIEGEL, M. R. **Estatística**. Tradução de Pedro Cosentino. Rio de Janeiro: Ao Livro Técnico, 1967. 580 p. Título original: Schaum's outline of theory and problems of statistics.

SUEYOSH, M. L. S.; PINO, F. A.; FRANCISCO, V. L. S.; CEZAR, S. A. G. Ajustamento sazonal e modelagem de dispêndio com alimentação na cidade de São Paulo, 1974-90. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 29-42, 1992.

WOLD, H. A large sample test for MA processes. **Journal of the Royal Statistics Society B**, London, v. 11, p. 237-305, 1938.

ZINI Jr, A. A. Regional income convergence in Brazil and its socio-economic determinants. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 2, n. 2, p. 383-411, abr./jun. 1998.

ZANI, S. C. **X-12-ARIMA e TRAMO/SEATS: uma comparação utilizando as séries das contas trimestrais brasileiras e dados simulados**. 2001. 189 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Elétrica) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro.

CAPÍTULO 2

**Impacto do deflacionamento e da dolarização nos fatores
sazonais das séries de custo da ração essencial mínima nas
regiões metropolitana brasileiras**

RESUMO

FERRAZ, Marcelo Inácio Ferreira. **Impacto do deflacionamento e da dolarização nos fatores sazonais das séries de custo da ração essencial mínima nas regiões metropolitana brasileiras**. 2005. Cap.2, p.64-108. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agropecuária) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.*

Este trabalho tem por objetivo avaliar as possíveis alterações nos fatores sazonais das séries de custo da ração essencial mínima de algumas capitais brasileiras quando se utiliza diferentes índices de preços (IGP-DI da FGV, INPC e IPCA do IBGE) e da conversão ao dólar. Foram analisadas as séries das regiões metropolitanas de Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo. O estudo cobre o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. As séries nominais, deflacionadas e convertidas ao dólar, foram ajustadas sazonalmente utilizando-se o X-12-ARIMA, observando-se os seguintes resultados: alteração da sazonalidade móvel e estável em função da natureza da série, as séries convertidas ao dólar apresentaram maiores erros de previsão e percentual de valores extremos. As maiores alterações nos fatores sazonais em relação à série nominal foram observadas nas séries convertidas ao dólar. Em contra partida, as menores alterações foram observadas quando da utilização IGP-DI e IPCA. Testou-se também a existência de diferenças dos processos geradores das séries deflacionadas e convertidas ao dólar em relação às séries nominais. A comparação das funções de autocorrelações através do teste de Quenouille revelou que apenas as séries convertidas ao dólar apresentaram diferenças significativas em algumas regiões metropolitanas. Concluiu-se que, dependendo do procedimento adotado para retirar a inflação da série, podem ocorrer alterações nos fatores sazonais da mesma. Por outro lado, somente ocorre alteração no processo gerador quando é utilizada a conversão ao dólar.

Palavras-chave: ajustamento sazonal, ração essencial mínima, deflacionamento, dolarização.

* Comitê Orientador: Thelma Sáfydi - UFLA (Orientador), Augusto Ramalho de Moraes - UFLA.

ABSTRACT

FERRAZ, Marcelo Inácio Ferreira. **Impact of the deflation and the dollarization on the seasonal factors of the minimal essential ration series of cost in brazilian metropolitan regions.** 2005. Chap. 2, p. 64-108. Thesis (Doctor Degree in Statistics and Agricultural Experimentation) – Federal University of Lavras, Lavras, Minas Gerais, Brazil.*

This work has the objective of assessing the possible alterations in the seasonal factors of the minimal essential ration series of costs in some Brazilian states capitals when using different prices indexes (IGP-DI of the FGV; INPC and IPCA of the IBGE) and the conversion into dollar. The series of the metropolitan regions Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Goiânia Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador, and São Paulo were analyzed. The study covers the period of January 1995 to December 2005. The nominal series, deflated and converted into dollar, were adjusted seasonally by the use of X-12-ARIMA, the following results were obtained: alteration of the movable and steady seasonality depending on the series nature, the series converted into dollar showed highest prevision errors and extreme values rate. The highest alterations in the seasonal factors in relation to nominal series were observed in the series converted into dollar. On the contrary, the lowest alterations were observed when using IGP-DI and IPCA. The existence of generator processes of the deflated series and converted into the dollar differences in relation to the nominal series were tested too. The comparison of the autocorrelation functions through the Quenouille Test revealed that only the series converted into dollar showed significant differences in some metropolitan regions. As a conclusion, on one hand, regardless the adopted procedure to take the inflation from the series, alterations in seasonal factors of it can occur. On the other hand, alteration only occurs in the generation process when the conversion into dollar is used.

Key words: seasonal adjustment, minimum essential ration, deflation, dollarization.

* Guidance Committee: Thelma Sáfydi – UFLA (Major Professor), Augusto Ramalho de Moraes - UFLA.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil, desde os primórdios de sua história, experimentou vários surtos inflacionários, porém foi a partir da Grande Depressão, na década de 30, que a inflação se instalou com maior força, conforme aponta Galvêas (1976). Assim, os reflexos do processo inflacionário, a constante desvalorização da moeda nacional e as diversas alterações do padrão monetário contribuíram para o surgimento de uma grande quantidade de índices de preços, ou de inflação, que procuravam mensurar a evolução do nível de preços. Esses índices são utilizados para equiparar valores monetários de diversas épocas ao valor monetário de uma determinada época tomada como base. Esse processo de redução é chamado de deflacionamento e o índice de preço, de deflator.

Atualmente o Brasil dispõe de diversos índices de preços que podem ser utilizados como deflatores. Dentre eles citam-se:

- INPC - Índice Nacional de Preços ao Consumidor, média do custo de vida nas 11 principais regiões metropolitanas do país (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro, Curitiba, Porto Alegre, Brasília e Goiânia), para famílias com renda de 1 até 8 salários mínimos, medido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE;
- IPCA – Índice de Preços ao Consumidor Amplo, também do IBGE. Calculado com metodologia semelhante ao INPC para famílias com renda de 1 até 40 salários mínimos. É o índice adotado como referência à política de metas de inflação do governo;
- IGP- DI - Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna, calculado pela Fundação Getúlio Vargas - FGV. É uma média ponderada do índice de preços no atacado (IPA), com peso 6; de preços ao consumidor (IPC) no Rio de Janeiro e São Paulo, com peso 3; e do custo da construção civil (INCC),

com peso 1. Usado em contratos de prazo mais longo, como aluguel, setor público, preços administrados pelo governo, etc;

- IGP-M - Índice Geral de Preços do Mercado, também da FGV. Metodologia igual à do IGP-DI, mas pesquisado entre os dias 21 de um mês e 20 do seguinte. O IGP tradicional abrange o mês fechado. O IGP-M é elaborado para contratos do mercado financeiro;
- IGP-10 - Índice Geral de Preços 10, também da FGV e elaborado com a mesma metodologia do IGP-DI e do IGP-M. A única diferença é o período de coleta de preços: entre o dia 11 de um mês e o dia 10 do mês seguinte. Usado como indicador de tendência da inflação;
- INCC - Índice Nacional do Custo da Construção, sendo um dos componentes das três versões do IGP. Reflete o ritmo dos preços de materiais de construção e da mão-de-obra no setor. Utilizado em financiamentos diretos de construtoras/incorporadoras;
- CUB - Custo Unitário Básico, índice que reflete o ritmo dos preços de materiais de construção e da mão-de-obra no setor. Calculado por sindicatos estaduais da indústria da construção, chamados de Sinduscon, e usado em financiamentos de imóveis;
- IPC-FIPE - Índice de Preços ao Consumidor da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, da USP, pesquisado no município de São Paulo. Reflete o custo de vida de famílias com renda de 1 a 20 salários mínimos. Divulga também taxas quadrissemanais;
- ICV-DIEESE - Índice do Custo de Vida do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos - DIEESE, também medido na cidade de São Paulo. Reflete o custo de vida de famílias com renda de 1 a 30 salários mínimos.

Segundo Fava & Rizzieri (1997), os índices de preços ao consumidor desempenham uma dupla função. A primeira é observada quando o índice de

preços é utilizado para medir a evolução dos preços de um conjunto de bens e serviços consumidos por uma população-alvo previamente escolhida. A segunda função é observada quando é utilizado como indexadores pelos diversos segmentos da economia.

A escolha do deflator a ser utilizado deve levar em conta a cesta de produtos que se quer deflacionar para que o processo seja capaz de remover efetivamente os efeitos da inflação. No entanto, é comum se aplicar um único deflator, geralmente o IGP- DI ou o IPCA, desconsiderando-se as características da série ou ainda as tipicidades regionais. Uma outra prática que também se tornou comum foi a conversão das séries de preços a uma moeda estável, normalmente o dólar norte americano.

Dentro do contexto do processo inflacionário das últimas décadas, observou-se que os gastos das famílias brasileiras com alimentação têm sido afetados pelas alterações na renda. A consequência desse processo foi muitas vezes modificar a estrutura das séries de tempo, dificultando ou falseando a análise.

O objetivo geral do capítulo foi avaliar como a dinâmica do custo da ração essencial mínima de algumas das regiões metropolitanas brasileiras é afetada pela utilização de diferentes índices de preços e da dolarização para a retirada do efeito da inflação das séries. Mais especificamente, pretende-se avaliar as possíveis alterações nos fatores sazonais e no processo gerador das séries.

2 MATERIAL E MÉTODOS

O custo da Ração Essencial Mínima (Decreto-Lei nº 399 de abril de 1938), para quinze regiões metropolitanas brasileiras, foi obtido da pesquisa mensal da Cesta Básica Nacional realizada pelo Dieese, que é disponibilizado mensalmente no site <http://www.dieese.org.br/rel/rac/cesta.xml>.

Para efeito de análise foram consideradas apenas as regiões metropolitanas com observações disponíveis para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. Assim, foram analisadas as séries das regiões: Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo.

A metodologia aplicada para a análise das séries foi:

1. Para retirar os efeitos da inflação foram adotados os seguintes procedimentos:
 - Conversão ao dólar americano: as séries nominais do custo da ração essencial mínima foram convertidas ao dólar americano comercial, oficial do Banco do Brasil, a preços de venda, e depois deflacionados pelo índice de inflação americana o Consumer Price Index (CPI), a preços de janeiro de 1995.
 - Deflatores nacionais: as séries nominais foram deflacionamento por índices de preços de âmbito nacional a preços de janeiro de 1995. Os deflatores considerados foram o IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas, o INPC do IBGE e IPCA também do IBGE.
 - Deflatores regionais: as séries nominais foram deflacionadas a preços de janeiro de 1995 pelos índices de abrangência regional para cada uma das regiões metropolitanas consideradas no estudo. Os deflatores considerados foram IPC-RG e IPCA-RG, ambos do IBGE.

2. As séries nominais, convertidas ao dólar e deflacionadas, foram transformadas em números índices, tendo como base o ano de 1995 (média de 1995 = 100). Portanto, foram analisadas 7 séries para cada uma das 11 regiões metropolitanas, totalizando 77 séries, com 132 observações cada.
3. Cada uma das 77 séries foi ajustada sazonalmente utilizando o procedimento X-12-ARIMA, que apoia-se na aplicação de filtros lineares para estimação das componentes não observáveis (maior detalhamento em Findley et al. (1998)).
4. Os fatores sazonais das séries convertida ao dólar e deflacionadas de cada uma das regiões metropolitanas foram comparados com os obtidos para as séries nominais considerando os seguintes aspectos:
 - decomposição, presença de sazonalidade estável, móvel e identificável;
 - análise gráfica: intensidade, constância e coincidência dos fatores nominais e transformados;
 - e teste dos postos assinalados de Wilcoxon (1945).
5. Finalmente, as componentes irregulares foram comparadas para verificar a igualdade das séries, ou seja, se estão sendo geradas pelo mesmo processo. Utilizou-se o teste de igualdade das funções de autocorrelação proposto por Quenouille (1958), baseado nas seguintes suposições:
 - a) se o ajuste de um modelo auto-regressivo para uma série $\{Y_t\}$ for adequado, de modo que os resíduos sejam independentes, as autocorrelações parciais v_j , $j = 0, 1, \dots$, desses resíduos são assintoticamente independentes e distribuídas normalmente com variância assintótica $1/(n - j)$, em que n é o tamanho da série.
 - b) o resultado anterior não é sensível a imprecisões de ajuste.

O procedimento de Quenouille para testar diferenças entre dois conjuntos de autocorrelações é dado pelos seguintes passos:

Passo 1. Obter a função de autocorrelação $\widehat{\rho}_t^{(1)}(j)$ e $\widehat{\rho}_t^{(2)}(j)$, $j = 0, 1, \dots, J$ das séries $Y_t^{(1)}$ e $Y_t^{(2)}$, respectivamente.

Passo 2. Obter a média ponderada de $\widehat{\rho}_t^{(1)}(j)$ e $\widehat{\rho}_t^{(2)}(j)$, da forma de

$$\widehat{\rho}(j) = \frac{n_1 \widehat{\rho}_t^{(1)}(j) + n_2 \widehat{\rho}_t^{(2)}(j)}{n_1 + n_2},$$
 obtendo a função de autocorrelação

comum as duas séries; n_1 e n_2 são os tamanhos das séries $Y_t^{(1)}$ e $Y_t^{(2)}$, respectivamente.

Passo 3. Calcular a função de autocorrelação parcial comum, $\widehat{\Phi}(k)$ a partir de $\widehat{\rho}(j)$.

Passo 4. Identificar a ordem auto-regressiva p através de $\widehat{\Phi}(k)$.

Passo 5. Estimar os p coeficientes do modelo AR(p), resolvendo as equações de Yule-Walker.

Passo 6. Filtrar cada série com esses coeficientes, isto é, ajustar a cada série o modelo AR(p) com os coeficientes comuns encontrados no item 5 e obter as duas séries residuais $\widehat{a}_t^{(1)}$ e $\widehat{a}_t^{(2)}$.

Passo 7. Calcular as facp, v_j e v'_j das duas séries $\widehat{a}_t^{(1)}$ e $\widehat{a}_t^{(2)}$, respectivamente.

Passo 8. Testar se $\frac{v_j - v'_j}{\sqrt{\frac{1}{n_1 - j} + \frac{1}{n_2 - j}}}$ tem distribuição aproximadamente

$N(0,1)$, ou equivalente, testar se

$$SQ = \sum \frac{(v_j - v'_j)^2}{\frac{1}{n_1 - j} + \frac{1}{n_2 - j}} \sim \chi^2. \quad (2.1)$$

A hipótese H_0 é rejeitada, a um nível de significância α , se $SQ > C_\alpha$, em que C_α é tal que $P(\chi_J^2 > C_\alpha) = \alpha$.

Cumpramos ressaltar que no ajuste sazonal das séries e além dos cinco modelos padrões do X-12-ARIMA ((0,1,1)x(0,1,1)₁₂, (0,1,2)x(0,1,1)₁₂, (2,1,0)x(0,1,1)₁₂, (0,2,2)x(0,1,1)₁₂ e (2,1,2)x(0,1,1)₁₂), foram também testados para cada uma das séries diversos modelos variando p, q, P e Q e considerando sempre uma diferença para a tendência e uma diferença de ordem 12 para a sazonalidade.

Como suporte computacional foram utilizados os softwares DEMETRA 2.0 do EUROSTAT e R.2.3.1 (R Development Core Team, 2006) ambos softwares são gratuitos e disponibilizados, respectivamente, nos sites: <http://forum.europa.eu.int/irc/dsis/eurosam/info/data/demetra.htm> e <http://stat.cmu.edu/R/CRAN/>.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os deflatores nacionais e regionais bem como a taxa de câmbio do Real para o Dólar e o índice de inflação dos EUA considerados para a análise das séries de custos da ração essencial mínima das regiões metropolitanas brasileiras são apresentados na Figura A.2.1 do anexo.

As Figuras A.2.2 a A.2.7 do anexo mostram as séries de índices de custo da ração essencial mínima para as séries nominais, convertidas ao dólar e deflacionadas por índices nacionais e regionais. Aparentemente as variações no custo da ração essencial mínima entre as onze regiões metropolitanas têm comportamento semelhante, ocorrendo algumas situações com picos, em determinados períodos, que poderiam diferenciar um pouco das séries de custos. Porém, a comparação das séries de cada uma das regiões metropolitanas em relação aos procedimentos para eliminar os efeitos da inflação revelaram um comportamento distinto entre as séries nominais e convertidas ao dólar e as deflacionadas.

Nas séries nominais, para todas as regiões metropolitanas, observa-se a presença de tendência crescente representado pela elevação dos custos da ração essencial mínima como reflexos da presença da inflação.

Nas séries convertidas ao dólar constata-se, nas primeiras observações, um comportamento decrescente com uma mudança de nível em janeiro de 1999. O período coincide com os primeiros anos do Plano Real e com a política de valorização “artificial” do câmbio via utilização de elevadas taxas de juros, que vinha sendo praticada desde de 1993. Em janeiro de 1999, é abandonado pelo governo o sistema de bandas cambiais, passando a vigorar o sistema de taxa de câmbio flutuante ou livre, ocorrendo a desvalorização do real frente ao dolar. Essa mudança na política cambial é notada nas séries de custo da ração essencial

mínima convertidas ao dólar. Também foi possível observar dada a vulnerabilidade da política do câmbio supervalorizado as influências das crises econômicas dos Tigres Asiáticos (1997), da Rússia (1998) e da Argentina (2001), nas séries de custo da ração essencial mínima de todas as regiões analisadas. E por fim, o processo eleitoral do segundo semestre de 2002, e a posse do novo governo em janeiro de 2003, alteram novamente o comportamento do custo da ração essencial mínima, que passa a apresentar uma tendência crescente.

O uso de deflatores quer de âmbito nacional (IGP-DI, INPC e IPCA) ou mesmo regional sob enfoque específico para cada uma das regiões metropolitanas provocou, como já era esperado, alterações na tendência e no nível das séries de todas as onze regiões metropolitanas consideradas. Foi possível também notar, como nas séries em dólar, os efeitos das diversas crises pelas quais passou a economia brasileira.

As séries deflacionadas pelo IGP-DI assumem comportamento essencialmente decrescente com algumas mudanças de níveis. Para as séries deflacionadas pelo IPCA, INPC e por deflatores regionais (IPC-RG, IPCA-RG), observa-se uma maior variabilidade com a ocorrência de várias mudanças de níveis alternando períodos de crescimento e decrescimento.

Identificadas as alterações no nível e na tendência, as séries foram ajustadas sazonalmente considerando o procedimento X12-ARIMA. Um resumo dos principais resultados do ajustamento sazonal é apresentado na Tabela 2.1. Observou-se a predominância da decomposição multiplicativa indicando ocorrência de interações entre os padrões sazonais e a tendência anual, sendo utilizada a transformação logarítmica.

TABELA 2.1 – Resumo do Ajuste Sazonal X-12-ARIMA para as séries nominais convertidas ao dólar e deflacionadas do custo da ração essencial mínima das regiões metropolitanas brasileiras no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005.

	Decomposição	Modelo	Regressores			AIC	% outliers	Erro de previsão	Ljung-Box	Teste Sazonalidade			Teste Q	
			Dias de negócios	Páscoa	Valor extremo					Estável	Móvel	Identificável		
Belém	Nominal	Multiplicativa	(1,1,0)(0,1,2)	1	-	-	681,66	0,00	6,1	31,24	0,000	0,015	P	0,61
	Dólar	Multiplicativa	(1,1,2)(0,1,1)	7	-	3	551,29	2,27	6,59	28,36	0,000	0,459	P	0,55
	IGP-DI	Multiplicativa	(2,1,1)(0,1,1)	7	-	-	529,73	0,00	2,39	22,23	0,000	0,013	P	0,74
	INPC	Multiplicativa	(0,1,1)(2,1,0)	7	-	1	555,57	0,77	4,57	30,84	0,000	0,002	P	0,63
	IPCA	Multiplicativa	(0,1,1)(2,1,0)	7	-	1	558,96	0,77	5,19	30,87	0,000	0,004	P	0,62
	IPC-RG	Multiplicativa	(1,1,2)(1,1,1)	7	-	-	574,17	0,00	5,2	28,14	0,000	0,001	P	0,81
	IPCA-RG	Multiplicativa	(0,1,1)(2,1,0)	1	-	-	584,55	0,00	3,06	31,56	0,000	0,003	P	0,79
Belo Horizonte	Nominal	Multiplicativa	(0,1,0)(0,1,2)	2	-	-	750,93	0,00	3,94	37,26	0,000	0,239	P	0,9
	Dólar	Multiplicativa	(2,1,2)(1,1,1)	-	-	3	572,30	2,27	8,97	19,0	0,000	0,011	P	0,77
	IGP-DI	Multiplicativa	(0,1,2)(2,1,0)	-	-	-	597,39	0,00	6,21	30,81	0,000	0,288	P	1,18
	INPC	Multiplicativa	(0,1,1)(0,1,1)	-	-	-	636,93	0,00	4,09	42,59	0,000	0,418	P	0,99
	IPCA	Multiplicativa	(0,1,2)(2,1,0)	-	-	1	633,05	0,79	3,76	31,48	0,000	0,671	P	1,05
	IPC-RG	Multiplicativa	(0,1,1)(0,1,1)	-	-	-	633,06	0,00	4,04	43,81	0,000	0,602	NP	1,08
	IPCA-RG	Multiplicativa	(2,1,2)(2,1,0)	1	-	-	636,49	0,00	4,12	25,96	0,000	0,448	P	0,94
Brasília	Nominal	Multiplicativa	(0,1,0)(0,1,2)	7	-	-	697,33	0,00	6,66	14,29	0,000	0,541	P	0,57
	Dólar	Multiplicativa	(2,1,0)(1,1,1)	-	-	3	584,72	2,27	4,93	18,62	0,000	0,107	P	0,55
	IGP-DI	Multiplicativa	(2,1,2)(0,1,1)	7	-	1	526,5	0,76	3,77	13,37	0,000	0,347	P	0,73
	INPC	Multiplicativa	(0,1,0)(0,1,2)	7	-	1	563,93	0,76	5,64	15,87	0,000	0,157	P	0,54
	IPCA	Multiplicativa	(2,1,2)(2,1,0)	7	-	1	571,03	0,77	5,00	13,85	0,000	0,159	P	0,48
	IPC-RG	Multiplicativa	(2,1,0)(2,1,0)	2	-	1	574,52	0,76	2,9	17,31	0,000	0,508	P	0,72
	IPCA-RG	Multiplicativa	(1,1,0)(0,1,2)	-	-	1	563,56	0,76	6,04	15,30	0,000	0,077	P	0,52

Continua.....

..... continuação

	Decomposição	Modelo	Regressores			AIC	% outliers	Erro de previsão	Ljung-Box	Teste Sazonalidade			Teste Q	
			Dias de negócios	Páscoa	Valor extremo					Estável	Móvel	Identificável		
Curitiba	Nominal	Aditiva	(2,1,0)(0,1,2)	2	-	-	719,16	0,00	4,67	29,76	0,000	0,02	P	0,79
	Dólar	Multiplicativa	(1,1,2)(1,1,1)	6	-	3	548,88	2,27	8,49	27,19	0,000	0,310	P	0,46
	IGP-DI	Multiplicativa	(2,1,2)(0,1,1)	-	-	-	569,95	0,00	3,35	22,15	0,000	0,018	NP	0,99
	INPC	Multiplicativa	(2,1,2)(0,1,1)	-	-	-	605,34	0,00	2,66	22,69	0,000	0,066	NP	0,86
	IPCA	Multiplicativa	(2,1,1)(0,1,1)	-	-	-	608,47	0,00	2,91	23,86	0,000	0,078	P	0,8
	IPC-RG	Multiplicativa	(2,1,2)(0,1,1)	6	6	-	578,36	0,00	2,87	18,47	0,000	0,019	P	0,92
	IPCA-RG	Multiplicativa	(2,1,2)(0,1,1)	6	6	-	584,65	0,00	3,19	17,61	0,000	0,029	P	0,89
Fortaleza	Nominal	Aditiva	(0,1,2)(1,1,1)	6	-	-	755,43	0,00	3,88	27,19	0,000	0,241	P	0,77
	Dólar	Multiplicativa	(2,1,1)(1,1,1)	7	-	2	598,71	1,52	12,38	16,04	0,000	0,101	P	0,73
	IGP-DI	Multiplicativa	(2,1,2)(0,1,1)	7	-	-	613,91	0,00	6,44	23,88	0,000	0,004	P	0,87
	INPC	Multiplicativa	(0,1,2)(0,1,2)	7	-	-	648,42	0,00	3,46	28,02	0,000	0,001	P	0,83
	IPCA	Multiplicativa	(2,1,2)(0,1,1)	7	-	-	641,09	0,00	5,68	21,17	0,000	0,001	NP	0,83
	IPC-RG	Multiplicativa	(0,1,2)(0,1,2)	2	-	-	673,56	0,00	3,96	29,01	0,000	0,000	NP	0,9
	IPCA-RG	Multiplicativa	(0,1,1)(2,1,0)	6	-	-	663,19	0,00	3,99	22,04	0,000	0,001	NP	0,84
Goiânia	Nominal	Multiplicativa	(0,1,1)(0,1,1)	7	-	-	678,8	0,00	4,51	27,64	0,000	0,112	P	0,74
	Dólar	Multiplicativa	(2,1,2)(1,1,1)	2	-	3	545,82	2,27	4,41	24,06	0,000	0,017	P	0,60
	IGP-DI	Multiplicativa	(2,1,2)(0,1,2)	-	-	-	520,95	0,00	2,09	22,38	0,000	0,024	P	0,95
	INPC	Multiplicativa	(1,1,2)(0,1,2)	1	-	-	559,17	0,00	4,82	25,46	0,000	0,049	P	0,82
	IPCA	Multiplicativa	(2,1,2)(0,1,1)	1	-	-	557,49	0,00	4,05	28,85	0,000	0,072	P	0,79
	IPC-RG	Multiplicativa	(0,1,2)(0,1,1)	1	-	-	561,13	0,00	3,25	32,82	0,000	0,057	P	0,85
	IPCA-RG	Multiplicativa	(2,1,1)(0,1,1)	1	-	0	555,51	0,00	3,82	26,94	0,000	0,057	P	0,85

Continua.....

..... continuação

	Decom-posição	Modelo	Regressores			AIC	% outliers	Erro de previsão	Ljung-Box	Teste Sazonalidade			Teste Q	
			Dias de negócios	Páscoa	Valor extremo					Estável	Móvel	Identificável		
Porto alegre	Nominal	Multiplicativa	(0,1,2)(1,1,1)	1	-	-	739,12	0,00	5,00	22,15	0,000	0,033	NP	0,84
	Dólar	Multiplicativa	(2,1,1)(0,1,2)	2	-	2	606,58	1,52	5,75	26,91	0,000	0,196	P	0,70
	IGP-DI	Multiplicativa	(2,1,1)(0,1,1)	2	6	-	596,05	0,00	2,76	26,65	0,000	0,072	NP	0,94
	INPC	Multiplicativa	(1,1,2)(0,1,1)	2	6	-	623,69	0,00	5,39	23,21	0,000	0,047	NP	0,85
	IPCA	Multiplicativa	(1,1,2)(0,1,1)	2	6	-	626,48	0,00	6,08	22,40	0,000	0,043	NP	0,85
	IPC-RG	Multiplicativa	(2,1,1)(0,1,2)	-	-	-	627,37	0,00	6,17	21,19	0,000	0,001	NP	1,04
	IPCA-RG	Multiplicativa	(1,1,2)(0,1,1)	-	-	-	630,43	0,00	6,48	22,87	0,001	0,028	NP	1,02
Recife	Nominal	Multiplicativa	(0,1,1)(0,1,1)	7	-	-	782,39	0,00	4,66	20,11	0,000	0,027	P	0,79
	Dólar	Multiplicativa	(1,1,1)(0,1,2)	6	-	-	640,96	0,00	11,05	21,59	0,000	0,296	NP	0,88
	IGP-DI	Multiplicativa	(0,1,2)(0,1,1)	7	-	-	641,78	0,00	5,65	22,14	0,000	0,063	P	0,89
	INPC	Multiplicativa	(0,1,2)(0,1,1)	2	-	-	670,78	0,00	3,21	27,60	0,000	0,071	P	0,95
	IPCA	Multiplicativa	(1,1,2)(0,1,1)	7	-	-	660,94	0,00	2,77	14,83	0,000	0,04	P	0,88
	IPC-RG	Multiplicativa	(0,1,2)(1,1,1)	-	-	-	667,26	0,00	2,62	17,37	0,000	0,027	NP	1,08
	IPCA-RG	Multiplicativa	(1,1,2)(0,1,2)	-	-	-	662,82	0,00	5,02	9,41	0,000	0,076	NP	1,01
RJ	Nominal	Multiplicativa	(0,1,0)(2,1,2)	7	-	2	703,4	1,56	4,07	28,70	0,000	0,052	P	0,72
	Dólar	Multiplicativa	(2,1,2)(1,1,1)	1	-	3	601,58	2,27	7,74	28,76	0,000	0,340	P	0,68
	IGP-DI	Multiplicativa	(0,1,2)(0,1,2)	6	-	2	565,85	1,53	2,85	27,27	0,000	0,104	P	0,99
	INPC	Multiplicativa	(0,1,1)(0,1,2)	7	-	-	623,43	0,00	2,5	26,51	0,000	0,009	NP	0,96
	IPCA	Multiplicativa	(0,1,1)(0,1,2)	2	-	-	627,93	0,00	2,91	24,15	0,000	0,012	P	0,9
	IPC-RG	Multiplicativa	(1,1,2)(2,1,0)	6	-	-	594,86	0,00	3,16	12,65	0,000	0,005	NP	0,96
	IPCA-RG	Multiplicativa	(1,1,2)(2,1,2)	7	-	2	566,39	0,00	4,29	24,01	0,000	0,52	P	0,82

Continua.....

..... continuação

	Decom-posição	Modelo	Regressores			AIC	% outliers	Erro de previsão	Ljung-Box	Teste Sazonalidade ⁽²⁾			Teste Q	
			Dias de negócios ⁽¹⁾	Páscoa	Valor extremo*					Estável	Móvel	Identificável		
Salvador	Nominal	Multiplicativa	(0,1,2)(2,1,2)	7	-	-	699,86	0,00	2,23	26,39	0,000	0,261	P	0,63
	Dólar	Aditiva	(1,1,2)(1,1,1)	-	-	6	548,48	4,55	19,26	21,27	0,000	0,113	P	0,59
	IGP-DI	Multiplicativa	(2,1,2)(0,1,2)	7	-	-	555,69	0,00	3,96	21,50	0,000	0,396	P	0,78
	INPC	Multiplicativa	(2,1,1)(2,1,0)	7	-	-	592,11	0,00	2,3	24,87	0,000	0,182	P	0,68
	IPCA	Multiplicativa	(0,1,1)(0,1,1)	6	-	-	593,98	0,00	1,79	33,89	0,000	0,262	P	0,65
	IPC-RG	Multiplicativa	(2,1,2)(2,1,0)	6	-	-	586,04	0,00	3,3	20,63	0,000	0,12	P	0,72
	IPCA-RG	Multiplicativa	(2,1,1)(2,1,0)	6	-	-	600,89	0,00	2,08	25,00	0,000	0,196	P	0,69
São Paulo	Nominal	Multiplicativa	(1,1,1)(1,1,1)	1	-	-	659,8	0,00	3,36	22,89	0,000	0,597	P	0,53
	Dólar	Aditiva	(2,1,2)(0,1,2)	-	-	2	555,79	1,52	13,87	19,16	0,000	0,373	P	0,69
	IGP-DI	Multiplicativa	(0,1,2)(1,1,1)	-	-	-	509,5	0,00	2,68	29,29	0,000	0,031	P	1
	INPC	Multiplicativa	(1,1,1)(1,1,1)	7	-	-	529,83	0,00	2	27,54	0,000	0,011	P	0,89
	IPCA	Multiplicativa	(0,1,0)(1,1,1)	7	-	-	544,49	0,00	2,51	31,29	0,000	0,154	P	0,86
	IPC-RG	Multiplicativa	(1,1,1)(1,1,1)	7	-	-	525,17	0,00	1,8	25,04	0,000	0,128	P	0,83
	IPCA-RG	Multiplicativa	(0,1,0)(1,1,1)	2	-	-	551,82	0,00	2,65	30,22	0,000	0,08	P	0,8

Nota: (1) Número de regressores: 1- Um regressor de efeito de dias de trabalho (segunda a sexta). O efeito de sábado e domingo é obtido por diferença. 6- Seis regressores de efeito de dias comerciais (segunda, terça, quarta, quinta, sexta e sábado). O efeito de domingo é obtido por diferença.

(2) Sazonalidade: Estável: significativa para p-valor < 0,001; Móvel: significativa para p-valor < 0,05; Identificável: NP- Não Presente, P – Presente

A decomposição aditiva ocorreu apenas em quatro séries e somente nas séries nominais e convertidas ao dólar. De certa forma, a predominância da interação entre tendência e sazonalidade caracterizando a decomposição multiplicativa na maioria das séries já era esperada por se tratar de séries econômicas de preços.

Quanto aos modelos ajustados e ao número de regressores (Dias de Negócios, Efeito Páscoa e Valores Extremos), observaram-se alterações das séries nominais em relação as deflacionadas ou convertidas ao dólar. O ajuste dos modelos RegARIMA mostrou-se adequado para todas as séries conforme limites aceitáveis, definidos por Findley et al. (1998). Os resíduos assumiram a forma de ruído branco (estatística Q de Ljun-Box inferior ao valor crítico de 52,2 ao nível de 0,1%); o erro de previsão mostrou-se pequeno e inferior ao limite aceitável de 15% (excetuando-se a série em dólar de Salvador), e finalmente uma percentagem de outliers que não comprometem o ajuste e inferior aos 5%. Os maiores erros de previsão e percentual de valores extremos, exceto para as séries de Porto Alegre, foram observados para as séries convertidas ao dólar .

Tomando por base os valores encontrados para o Critério de Informação de Akaike (AIC), observou-se que as séries transformadas (deflacionadas ou convertidas ao dólar) apresentaram sempre valores inferiores às séries nominais para todas as regiões metropolitanas. O Critério de Informação de Akaike (AIC), foi minimizado para as séries deflacionadas pelo IGP-DI e para as convertidas ao dólar. Esse resultado sugere que os modelos se ajustam melhor às séries de custo da ração essencial mínima em que o efeito da inflação é retirado utilizando-se como deflator o IGP-DI ou a conversão ao dolar.

Os teste revelaram a presença de sazonalidade estável em todas as séries. A sazonalidade móvel não se mostrou significativa para nenhuma das séries de Salvador e para as demais regiões, variou segundo o procedimento adotado

(deflacionamento ou conversão). Já o teste para identificabilidade revelou a presença de sazonalidade identificável em todas as séries de Belém, Brasília, Goiânia, Salvador e São Paulo, e para as demais regiões alternou ausência e presença.

Os resultados dos testes para sazonalidade sugerem que para algumas regiões metropolitanas o tipo de transformação adotada modifica a magnitude da sazonalidade móvel, alterando a identificabilidade da sazonalidade (Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife e Rio de Janeiro).

De todas as séries analisadas, segundo estatística Q , o ajuste não foi aceito apenas em sete ($Q > 1$): Belo Horizonte (deflacionada pelo IGP-DI, IPCA, IPC-RG), Porto Alegre (deflacionada pelo IPC-RG, IPCA-RG) e Recife (deflacionada pelo IPC-RG, IPCA-RG).

A análise visual do comportamento dos fatores sazonais de cada uma das 11 regiões metropolitanas é realizada por meio das Figuras A.2.8 a A.2.18 do Anexo A.2. Para as séries com sazonalidade identificável são apresentados os fatores sazonais mensais e médios e os boxplot. Conforme se pode verificar, para a quase totalidade das regiões, os meses de maio a agosto caracterizam-se como época de queda acentuada nos custos da ração essencial mínima, o que é revertido nos meses de setembro a abril. A exceção fica para Brasília, em que o período de queda vai de abril a dezembro.

Para a região metropolitana de Belém (Figura A.2.8), observa-se a redução da importância da componente sazonal da série nominal ao longo do tempo, o que não se verifica para a série convertida ao dólar. Já para as séries deflacionadas (excetuando-se IPCA), os fatores sazonais assumem intensidades superiores às observadas na série nominal. A análise dos boxplot revela que as maiores diferenças são para a série convertida ao dólar.

No caso de Belo Horizonte (Figura A.2.9), observa-se alternância de intensidade e constância da componente sazonal da série nominal, o que não se

verifica para as séries deflacionadas pelo INPC e IPCA. A série em dólar assume valores com magnitude superiores às observadas na série nominal. Já deflacionada pelo IPC-RG não apresentou sazonalidade identificável. A séries deflacionada pelo IGP-DI assumiu valores mais próximos aos observados para a série nominal.

Em Brasília (Figura A.2.10) observa-se a redução da importância da componente sazonal da série nominal ao longo do tempo o que não se verifica apenas para a série convertidas ao dólar que assume fatores com maiores amplitudes.

Para as regiões metropolitanas de Curitiba (Figura A.2.11) e Fortaleza (Figura A.2.12), conforme já ressaltado anteriormente, as séries nominais assumiram a decomposição aditiva o que não foi observado para nenhuma das séries transformadas, indicando assim padrões sazonais distintos.

A série nominal de Goiânia (Figura A.2.13) apresentou inicialmente um período de redução de intensidade do fator sazonal passando a assumir fatores constantes a partir do ano de 1999. Esse padrão não é mantido apenas para a série convertida ao dólar.

Para Porto Alegre (Figura A.2.14), a sazonalidade somente foi identificável para a série convertida ao dólar.

As séries convertida ao dólar e deflacionadas por índices regionais não apresentaram sazonalidade identificável na região metropolitana do Recife (Figura A.2.15). Na série nominal e nas deflacionadas (IGP-DI, INPC e IPCA) observa-se o aumento da intensidade do fator sazonal ao longo do tempo. Os fatores assumem valores bem próximos e as maiores diferenças em relação à série nominal são observadas na série deflacionada pelo IGP-DI.

Para o Rio de Janeiro (Figura A.2.16), ocorre a redução da importância do fator sazonal ao longo do tempo, sendo que as séries deflacionadas assumem valores bem próximos dos observados para a série nominal. Já a série convertida

ao dólar assumiu a decomposição aditiva o que não foi observado para nenhuma das séries da região.

A série nominal de Salvador (Figura A.2.17) apresenta redução de importância do fator sazonal no início da série com aumento da amplitude dos fatores nos últimos anos. Esse padrão não é apresentado apenas na série convertida ao dólar, que assumiu a decomposição aditiva.

E finalmente, para as séries da região metropolitana de São Paulo (Figura A.2.18), apenas a série convertida ao dólar assumiu a decomposição aditiva. Para a série nominal e as deflacionadas, observou-se a redução da importância do fator sazonal ao longo do tempo.

Constatou-se que a intensidade e a constância dos fatores sazonais das séries nominais, na maioria das regiões, diferem das séries convertidas ao dólar e deflacionadas. As maiores diferenças são observadas na conversão ao dólar, e as menores quando as séries de custos são deflacionadas pelo IGP-DI. Uma outra observação resultante da análise gráfica é comparação dos fatores sazonais mensais (boxplot), em que as maiores diferenças em relação às séries nominais são observadas nos períodos de picos de alta e de baixa.

Todavia, apesar das evidências da existência de diferenças significativas entre as séries nominais e transformadas, na maioria das regiões metropolitanas, detectadas através da análise gráfica, aplicou-se também o teste dos postos assinalados de Wilcoxon (1945). As estimativas dos 12 fatores sazonais mensais (janeiro a dezembro) das séries convertidas ao dólar e deflacionadas foram comparadas com as estimativas das séries nominais de cada uma das regiões metropolitanas e os resultados são apresentados na Tabela 2.2.

TABELA 2.2 – Testes dos postos assinalados de Wilcoxon para comparação dos fatores sazonais mensais das séries nominais e transformadas (dólar, deflacionadas), das principais regiões metropolitanas brasileiras, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (p-valor).

		Dólar	IGP-DI	INPC	IPCA	IPC-RG	IPCA-RG
Belém	Janeiro	0,0010	0,0010	0,8310	0,0010	0,3223	0,0010
	Fevereiro	0,8300	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
	Março	0,0010	0,0010	0,0049	0,0010	0,1016	0,0010
	Abril	0,0010	0,2783	0,7002	0,0010	0,8310	0,0010
	Maiο	0,0010	0,0010	0,0323	0,0010	0,0420	0,0010
	Junho	0,0419	0,3652	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
	Julho	0,2783	0,0830	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
	Agosto	0,0010	0,4131	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
	Setembro	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
	Outubro	0,0010	0,1016	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
	Novembro	0,0010	0,2402	0,1475	0,0010	0,7002	0,0010
	Dezembro	0,0019	0,1748	0,4131	0,0010	0,7002	0,1230
Belo Horizonte	Janeiro	0,0010	0,0244	0,0137	0,0830	NP	0,3652
	Fevereiro	0,3652	0,0537	0,0830	0,1230	NP	0,1475
	Março	0,0010	0,0010	0,0322	0,0068	NP	0,0010
	Abril	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	NP	0,0010
	Maiο	0,0244	0,0010	0,0186	0,0098	NP	0,7646
	Junho	0,8984	0,0068	0,2061	0,7646	NP	0,8984
	Julho	0,0010	1,0000	0,0137	0,0420	NP	0,0186
	Agosto	0,0098	0,4648	0,0029	0,0068	NP	0,6377
	Setembro	0,0010	0,0830	0,0244	0,0186	NP	0,0049
	Outubro	0,9658	0,1230	0,1748	0,1230	NP	0,0537
	Novembro	0,2783	0,0537	0,5195	0,4131	NP	0,0137
	Dezembro	1,000	0,0010	0,3652	0,2061	NP	0,0010
Brasília	Janeiro	0,1475	0,0049	0,5771	0,7002	0,2783	0,0049
	Fevereiro	0,4648	0,0137	0,4131	0,1016	0,0010	0,6377
	Março	0,7002	0,0010	0,2402	0,2061	0,8984	0,2402
	Abril	0,0537	0,0010	0,0010	0,4648	0,0010	0,0010
	Maiο	0,2402	0,0322	0,0098	0,3203	0,0010	0,0010
	Junho	0,8310	0,4131	0,0537	0,9658	0,5195	0,0049
	Julho	0,2783	0,4131	0,2402	0,1230	0,1230	0,9658
	Agosto	0,2061	1,0000	0,5195	0,0674	0,0010	0,5195
	Setembro	0,0537	0,0244	0,0244	0,3652	0,0674	0,0010
	Outubro	0,3652	0,0020	0,0420	0,1475	0,0010	0,3652
	Novembro	1,0000	0,8310	0,0674	0,3652	0,0010	0,0674
	Dezembro	0,8310	0,3652	0,0068	0,0537	0,0010	0,0010
Goiânia	Janeiro	0,0010	0,4648	0,8310	0,6377	0,3203	0,4131
	Fevereiro	0,3652	0,0098	0,4131	0,1748	0,4648	0,0137
	Março	0,0010	0,0010	0,2402	0,1230	0,7646	0,5771
	Abril	0,0010	0,1475	0,7646	0,5771	0,9658	0,0010
	Maiο	0,0100	0,7002	0,0010	0,0830	0,0010	0,2061
	Junho	0,0010	0,4131	0,0049	0,5195	0,1475	0,0420
	Julho	0,1748	0,6377	0,5771	0,8310	0,1748	0,2402
	Agosto	0,0010	0,5195	0,5771	0,7646	0,2402	0,7646
	Setembro	0,0010	0,0010	0,0010	0,0830	0,0010	0,0137
	Outubro	0,0010	0,0010	0,0010	0,0322	0,0010	0,4131
	Novembro	0,0010	0,7002	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
	Dezembro	0,0010	0,1748	0,4131	0,0010	0,5771	0,0010

Continua...

...Continuação

		Dólar	IGP-DI	INPC	IPCA	IPC-RG	IPCA-RG
Recife	Janeiro	NP	0,0010	0,0010	0,0137	NP	NP
	Fevereiro	NP	0,0010	0,0010	0,9658	NP	NP
	Março	NP	0,0010	0,0010	0,8310	NP	NP
	Abril	NP	0,0010	0,0010	0,0830	NP	NP
	Maió	NP	0,0010	0,0010	0,0137	NP	NP
	Junho	NP	0,0244	0,4648	0,1475	NP	NP
	Julho	NP	0,7646	0,3652	0,3223	NP	NP
	Agosto	NP	0,0010	0,0010	0,5195	NP	NP
	Setembro	NP	0,0010	0,0010	0,0010	NP	NP
	Outubro	NP	0,0010	0,0010	0,0010	NP	NP
	Novembro	NP	0,0674	0,7002	0,0010	NP	NP
	Dezembro	NP	0,9658	0,3203	0,0010	NP	NP
Rio de Janeiro	Janeiro	0,0010	0,0010	DN	0,0010	NP	0,0010
	Fevereiro	0,0185	0,0010	DN	0,2783	NP	0,0010
	Março	0,5571	0,0010	DN	0,0010	NP	0,0010
	Abril	0,0010	0,8984	DN	0,0029	NP	0,0010
	Maió	0,0010	0,2783	DN	0,0010	NP	0,0029
	Junho	0,0830	0,2783	DN	0,0029	NP	0,0010
	Julho	0,0010	0,1016	DN	0,0537	NP	0,2402
	Agosto	0,0010	0,0010	DN	0,4648	NP	0,0098
	Setembro	0,0010	0,0010	DN	0,0010	NP	0,0010
	Outubro	0,0010	0,0010	DN	0,0010	NP	0,0010
	Novembro	0,0010	0,5195	DN	0,0010	NP	0,0010
	Dezembro	0,0419	0,0010	DN	0,0010	NP	0,2061
Salvador	Janeiro	D	0,0010	0,0137	0,3203	0,0010	0,0020
	Fevereiro	D	0,0010	0,7646	0,1016	0,1748	0,2402
	Março	D	0,0010	0,0020	0,4648	0,0020	0,0098
	Abril	D	0,4131	0,8310	0,0010	0,6377	0,0420
	Maió	D	0,0186	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
	Junho	D	0,2783	0,0020	0,6377	0,2402	0,0674
	Julho	D	0,2783	0,2402	0,0537	0,3652	0,2061
	Agosto	D	0,0830	0,2402	0,5771	0,8310	1,0000
	Setembro	D	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
	Outubro	D	0,0010	0,0010	0,0010	0,0020	0,0020
	Novembro	D	0,0830	0,0674	0,3203	0,0020	0,8310
	Dezembro	D	0,8310	0,3203	0,3203	0,0010	0,1748
São Paulo	Janeiro	D	0,4648	0,5771	0,3652	0,4648	0,5195
	Fevereiro	D	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
	Março	D	0,0010	0,0049	0,0098	0,0068	0,0420
	Abril	D	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0029
	Maió	D	0,8984	0,0010	0,0029	0,7646	0,9658
	Junho	D	0,5195	0,0020	0,0186	0,0244	0,3203
	Julho	D	0,8310	0,7002	0,0029	0,2783	0,2061
	Agosto	D	0,1475	0,5195	0,0049	0,1230	0,0029
	Setembro	D	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
	Outubro	D	0,3652	0,0010	0,0010	0,0322	0,6377
	Novembro	D	0,2783	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
	Dezembro	D	0,5771	0,0420	0,0322	0,0420	0,0049

Nota: D- Decomposição diferente da série nominal; NP – Sazonalidade identificável não presente.

Para as séries de Curitiba, Fortaleza e Porto Alegre, em que as séries transformadas assumem padrões sazonais distintos das séries nominais, não foram aplicadas o teste de Wilcoxon.

As maiores diferenças em relação às séries nominais foram observadas nas séries convertidas ao dólar e nas deflacionadas por índices regionais, segundo o teste Wilcoxon. Já as séries deflacionadas pelo IGP-DI e pelo IPCA apresentaram o menor número de fatores sazonais significativamente diferentes dos observados nas séries nominais.

Esses resultados reforçam as evidências das alterações dos fatores sazonais das séries de custo da ração essencial mínima dependendo do procedimento adotado para eliminar os efeitos da inflação das séries.

Após a análise dos fatores sazonais, testou-se se as séries deflacionadas e convertidas ao dólar possuem diferente processo gerador em relação às séries nominais. Assim, de posse das séries livre de tendência e sazonalidade, foi aplicado o teste de Quenouille para comparar as séries de cada uma das regiões metropolitanas. Os resultados podem ser observados na Tabela 2.3.

TABELA 2.3 – Testes de igualdade de funções de autocorrelações de Quenouille das séries de custo da ração essencial das principais regiões metropolitanas brasileiras, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (p-valor).

	Dólar	IGP-DI	INPC	IPCA	IPC-RG	IPCA-RG
Belém	0,1562	0,9971	0,9997	0,9999	0,9994	1,0000
Brasília	0,0070	0,9999	0,9122	0,9130	0,9993	0,9029
Belo Horizonte	0,2352	0,9900	1,0000	0,9793	1,0000	1,0000
Curitiba	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Fortaleza	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Goiânia	0,1889	0,9999	0,9999	0,9999	0,9999	0,9999
Porto Alegre	0,9149	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Recife	0,5892	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Rio de Janeiro	0,0813	0,9999	0,9427	0,9606	0,9687	1,0000
Salvador	0,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
São Paulo	0,0000	0,7889	0,9177	0,8469	0,9248	0,9241

Considerando um nível de significância de 5% rejeitou-se a hipótese de igualdade das funções de autocorrelações das séries nominais em relação às

séries das transformadas das regiões metropolitanas das seguintes regiões: Brasília, Salvador e São Paulo quando convertidas ao dólar e de Curitiba e Fortaleza para todas as transformações testadas (Dólar, IGP-DI, INPC, IPCA, IPC-RG, IPCA-RG).

A diferença no processo gerador das séries das regiões metropolitanas de Curitiba e Salvador já era esperada, tendo em vista que as séries transformadas assumiram a decomposição multiplicativa, e as nominais, a aditiva.

Por outro lado, excetuando-se as regiões com decomposição diferentes das séries nominais (Curitiba e Fortaleza), o processo gerador foi alterado apenas nas séries convertidas ao dólar nas regiões metropolitanas de Brasília, Salvador e São Paulo.

4 CONCLUSÃO

Este trabalho analisou o comportamento do custo da ração essencial mínima em onze regiões metropolitanas brasileiras, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. Observou-se que as séries de custo quando deflacionadas por índices de preços nacionais ou regionais e quando convertida ao dólar sofrem grandes mudanças no nível e na tendência.

Com relação ao ajuste sazonal foram observados os seguintes resultados: presença de sazonalidade estável em todas as séries; alteração da sazonalidade móvel e identificável em função da natureza, da série nominal, dolarizada ou deflacionada; as séries convertidas em dólar apresentaram maiores erros de previsões e percentual de valores extremos.

Dentre os procedimentos analisados para retirar os efeitos da inflação das séries de custo da ração essencial mínima, as maiores alterações nos fatores sazonais em relação às séries nominais foram observadas quando houve conversão ao dólar. Dos deflatores analisados, os regionais (IPC-RG e IPCA-RG) registraram as maiores diferenças. Por outro lado, as menores diferenças foram observadas nas séries deflacionadas pelo IGP-DI e IPCA, respectivamente.

Portanto, conclui-se que, dependendo do procedimento adotado para retirar a inflação da série, podem ocorrer alterações nos fatores sazonais e no processo gerador das séries, principalmente quando da conversão ao dólar.

É importante ressaltar que este capítulo não tem a intenção de generalizar os resultados para todas as séries econômicas; e sim a de ilustrar as distorções que podem ocorrer nas séries de custo da ração essencial mínima quando são utilizados de diferentes procedimentos para retirar os efeitos da inflação.

5 REFERENCIAS BIBLIOGÁFICAS

DECRETO-LEI 399. **Diário Oficial da União**, Brasília, 07 maio de 1938.

DIEESE - Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos disponível em: <http://www.dieese.org.br/rel/rac/cesta.xml> > Acesso em: 10 jan. 2006.

FAVA, V. L.; RIZZIERI, J. A. B. Sazonalidade em índices de preços: o caso do IPC-Fipe. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 1, n. 1, p. 81-98, 1997

FINDLEY, D. F.; MONSELL, B. C.; BELL, W. R.; OTTO, M. C. Y.; CHEN, B. New Capabilities and Methods of the X12ARIMA Seasonal Adjustment Program. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, v.16, n.2, p.127-52, Apr. 1998.

GALVÊAS, E. **Brasil: desenvolvimento e inflação**. Rio de Janeiro: APEC, 1976. 170 p.

QUENOUILLE, M. The comparison of correlations in time-séries. **Journal Royal Statistical Society Serie B**, London, v. 20, n. 1, p. 158-164, 1958.

R Development Core Team (2006). **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, 1996. Disponível em: <<http://www.R-project.org>>. Acesso em: 10 out. 2006 .

WILCOXON, F. Individual comparisons by ranking methods. **Biometric Bulletin**, Washington, v.1, n.1, p.80-83, 1945.

ANEXOS A.2

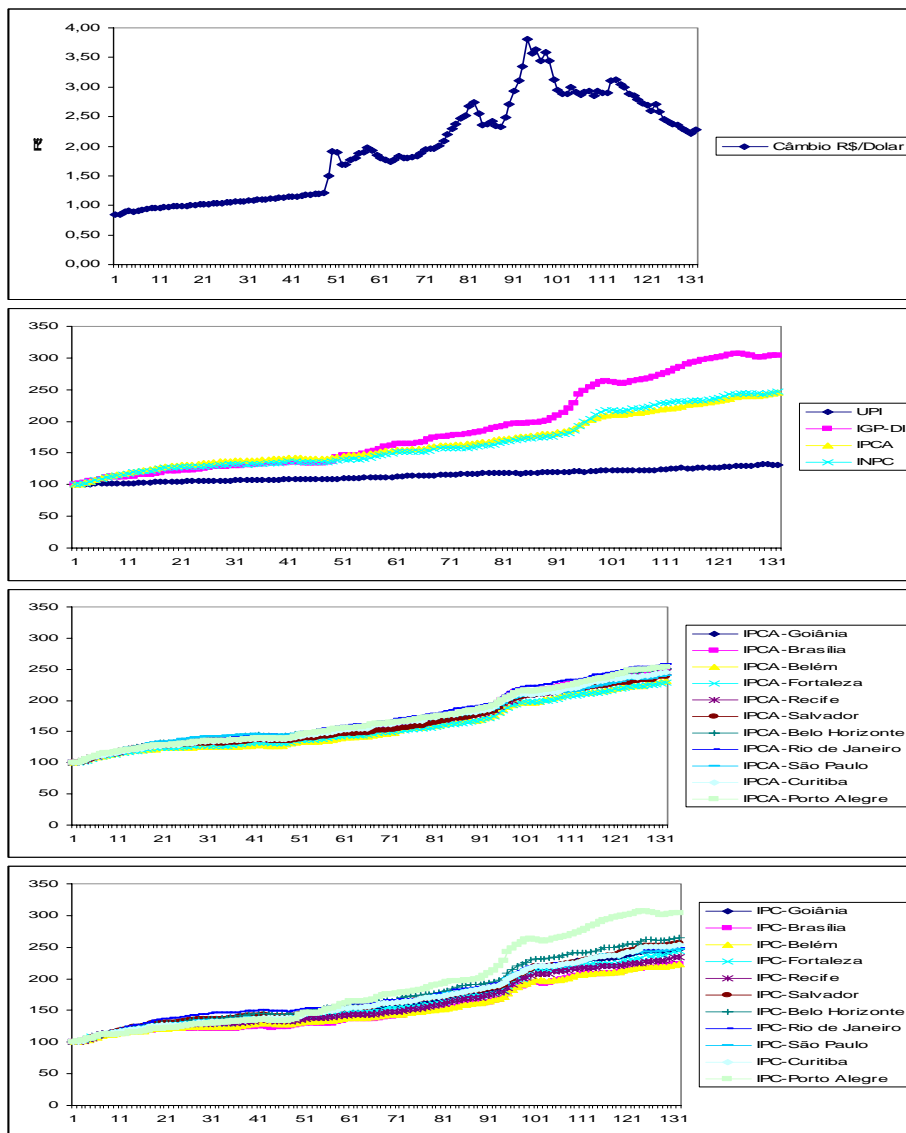


FIGURA A.2.1 – Evolução da taxa cambio (Real/Dólar), Consumer Price Index - CPI do EUA, índices de preços nacionais (IGP-DI da FGV, INPC do IBGE e IPCA do IBGE) e índices de preços regionais do IBGE, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005.

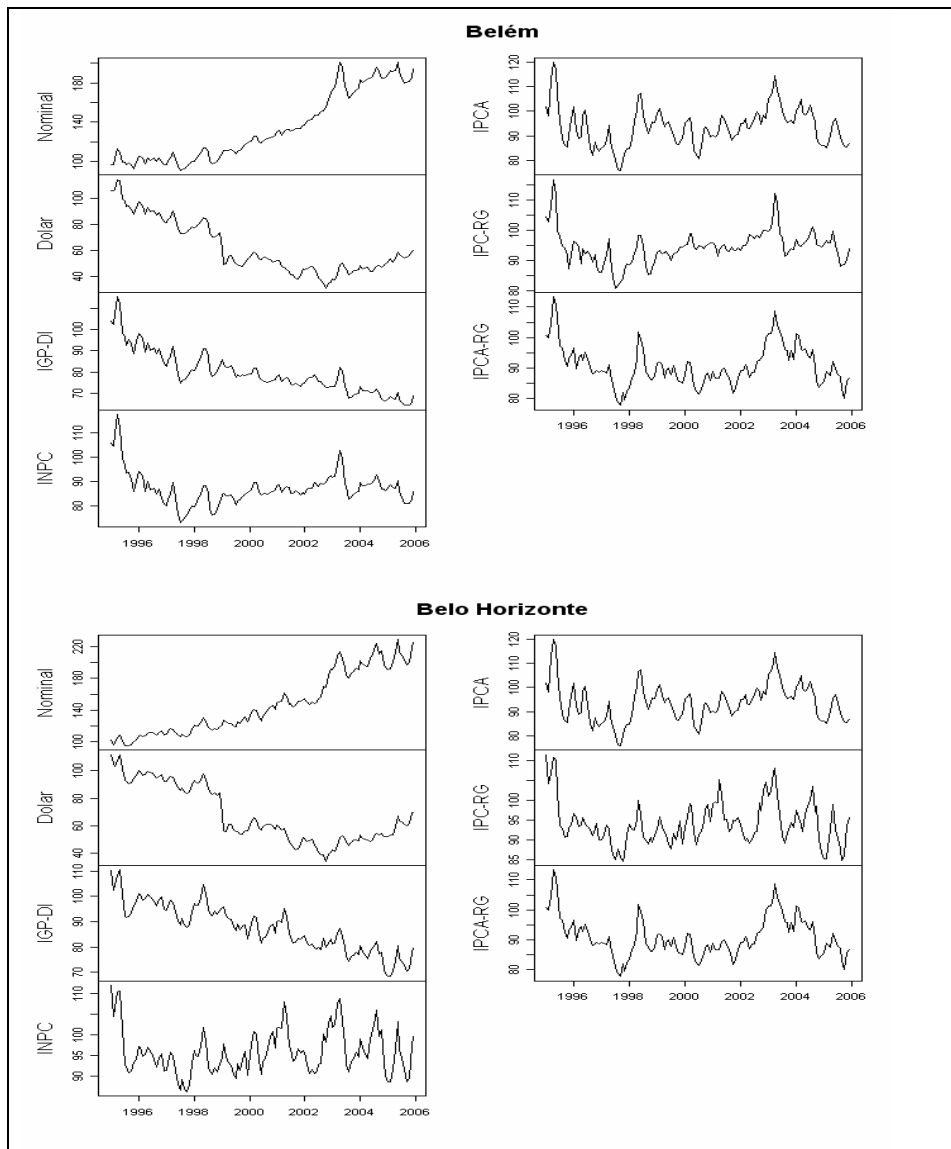


FIGURA A.2.2 - Séries Nominais, deflacionadas (base jan/1995=100) e convertidas ao dolar do custo da ração essencial mínima das regiões metropolitanas de Belém e Belo Horizonte, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

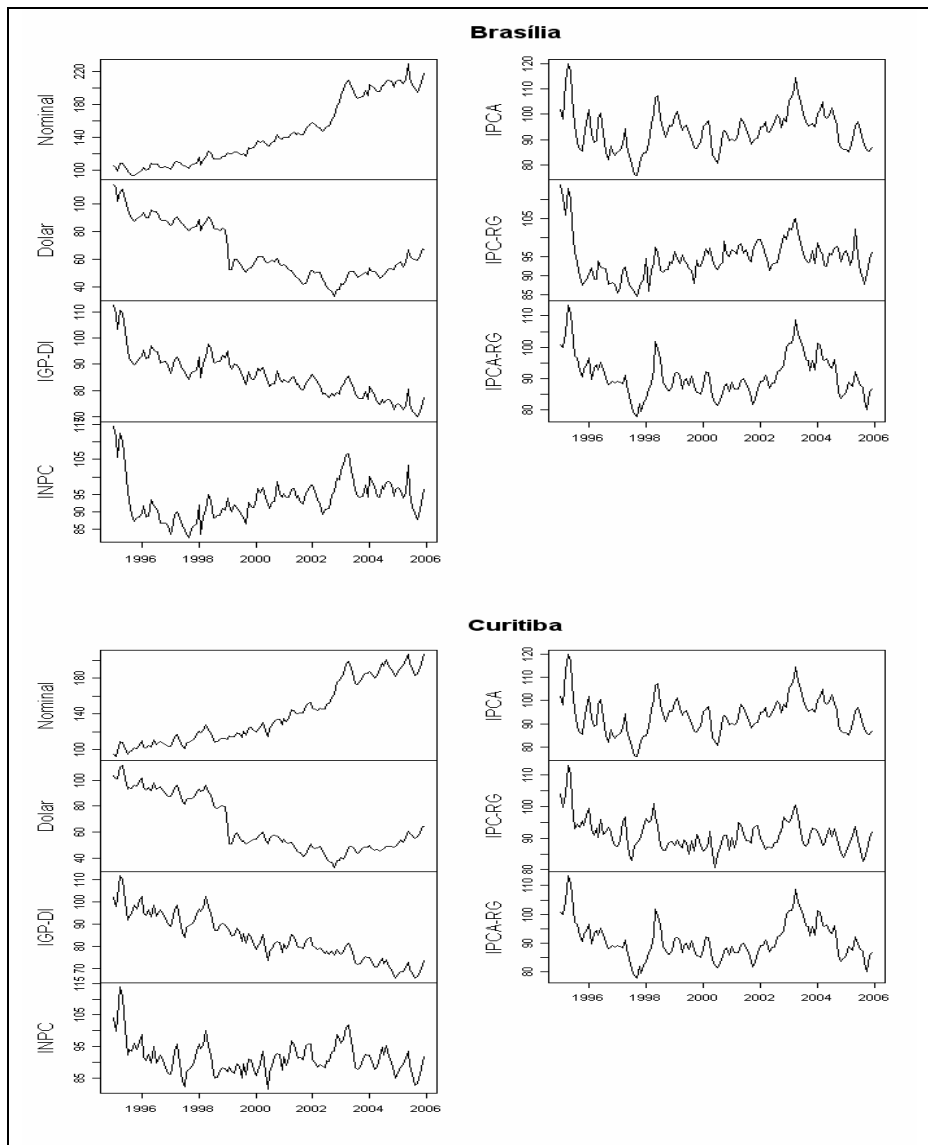


FIGURA A.2.3 - Séries Nominais, deflacionadas (base jan/1995=100) e convertidas ao dolar do custo da ração essencial mínima das regiões metropolitanas de Brasília e Curitiba, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

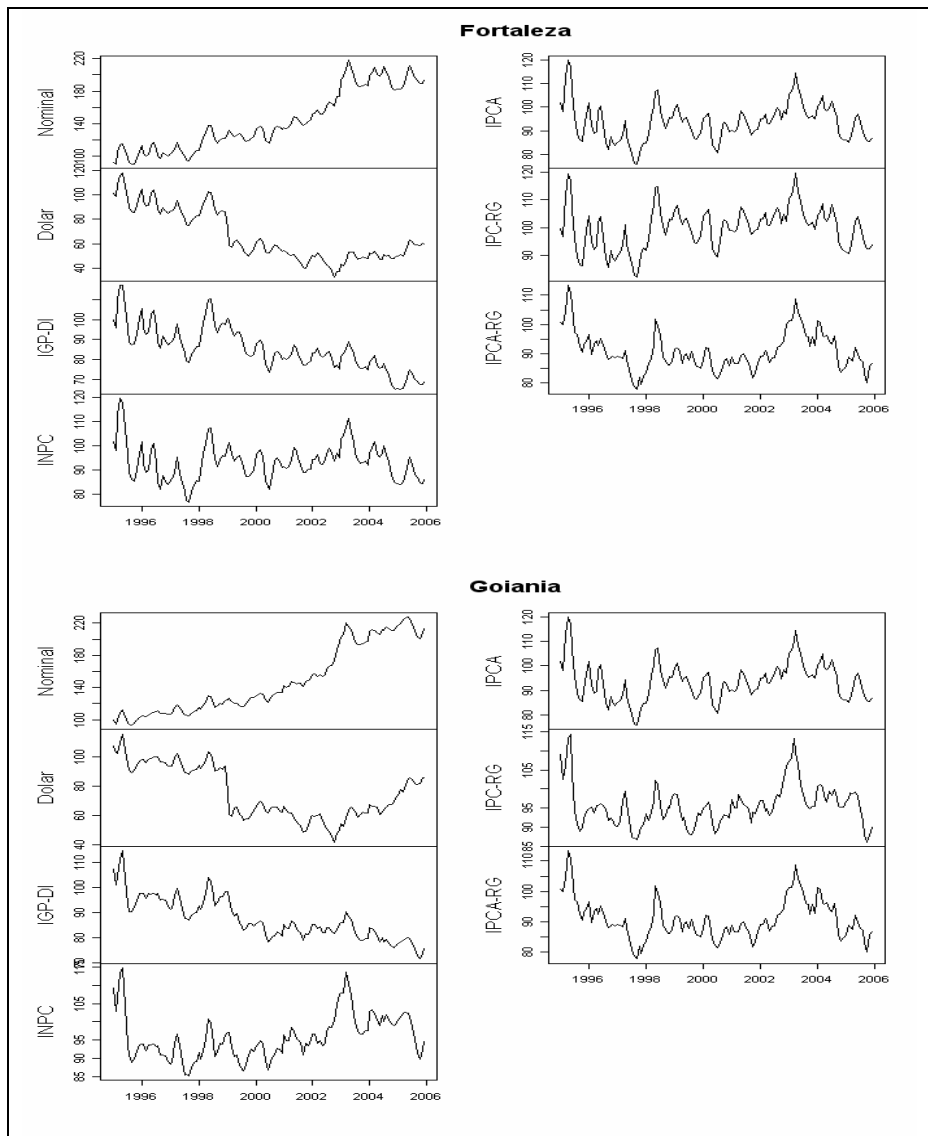


FIGURA A.2.4 - Séries Nominais, deflacionadas (base jan/1995=100) e convertidas ao dolar do custo da ração essencial mínima das regiões metropolitanas de Fortaleza e Goiânia, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

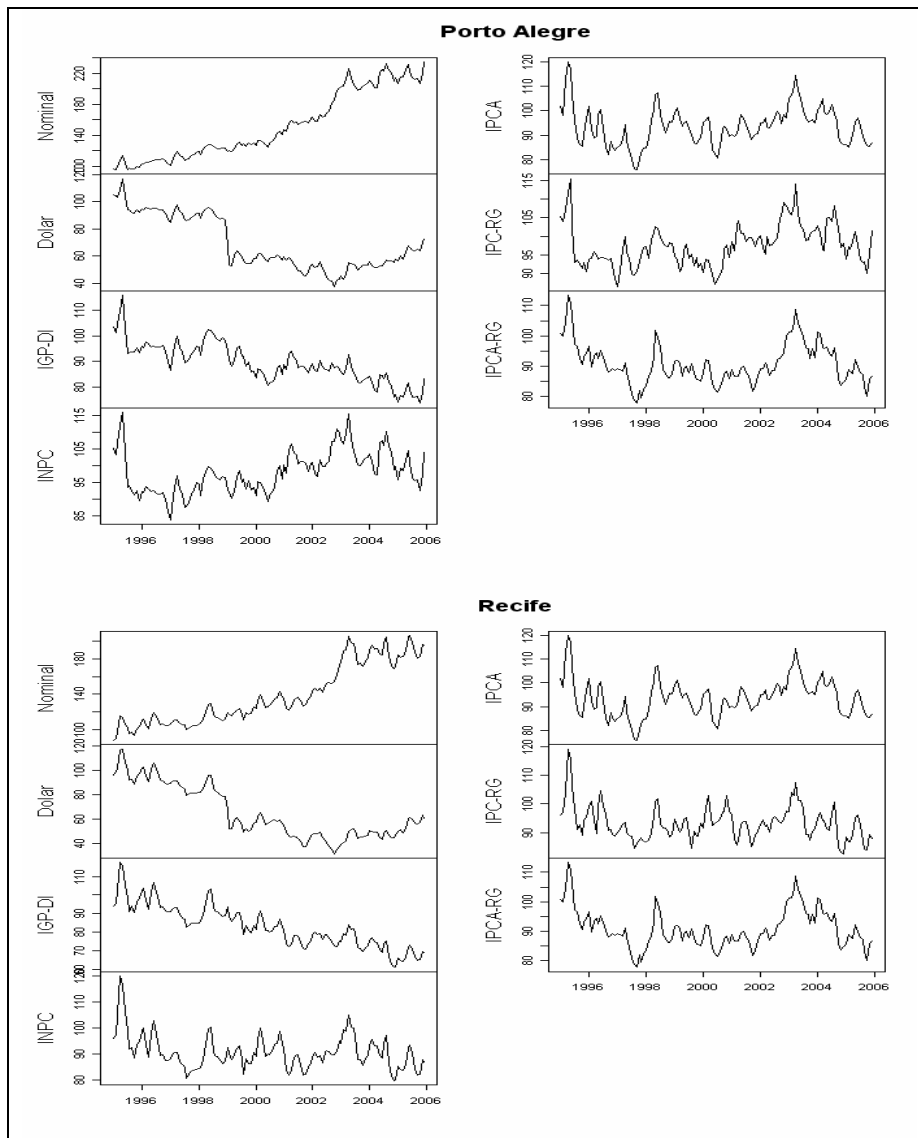


FIGURA A.2.5 - Séries Nominais, deflacionadas (base jan/1995=100) e convertidas ao dolar do custo da ração essencial mínima das regiões metropolitanas de Porto Alegre e Recife, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

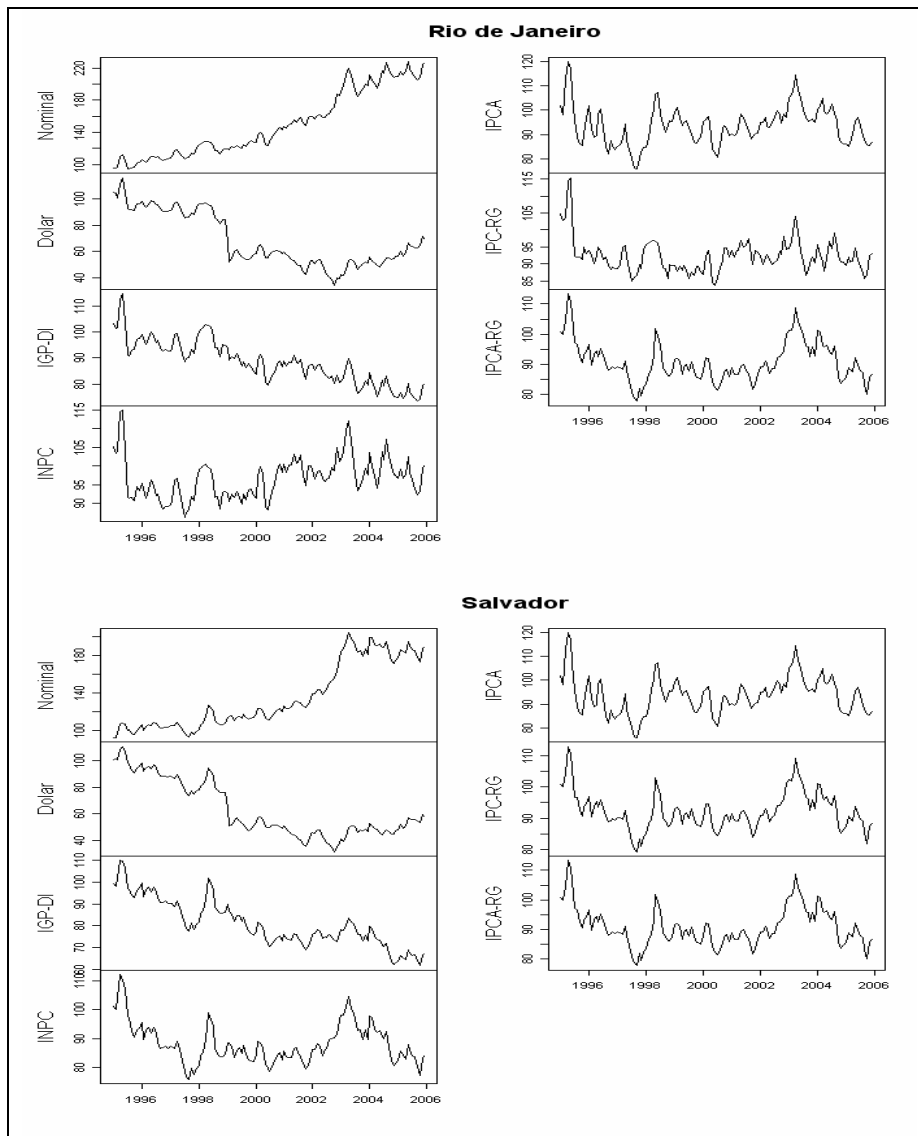


FIGURA A.2.6 - Séries Nominais, deflacionadas (base jan/1995=100) e convertidas ao dolar do custo da ração essencial mínima das regiões metropolitanas do Rio de Janeiro e Salvador, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

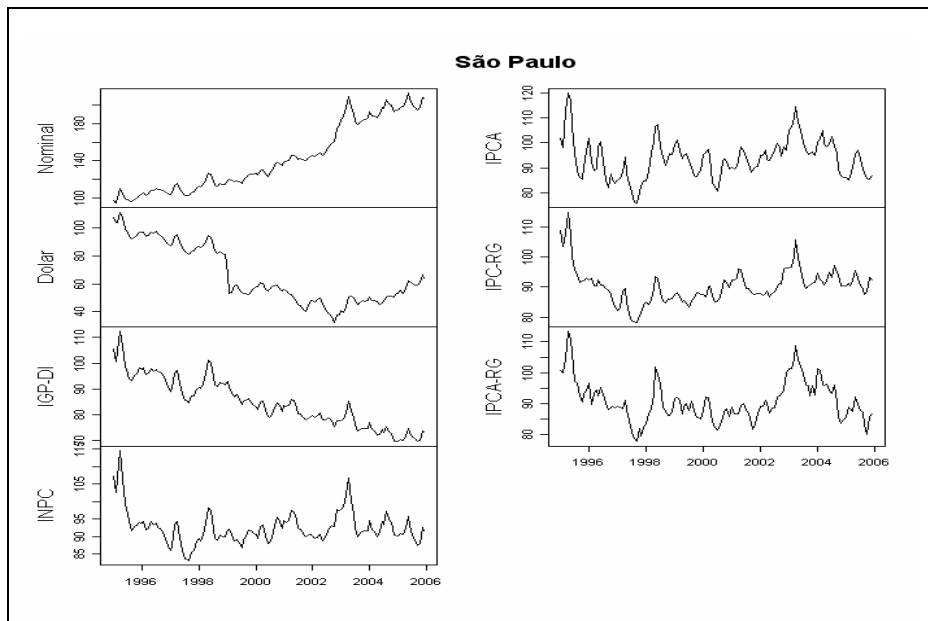


FIGURA A.2.7 - Séries Nominais, deflacionadas (base jan/1995=100) e convertidas ao dólar do custo da ração essencial mínima da região metropolitana de São Paulo, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

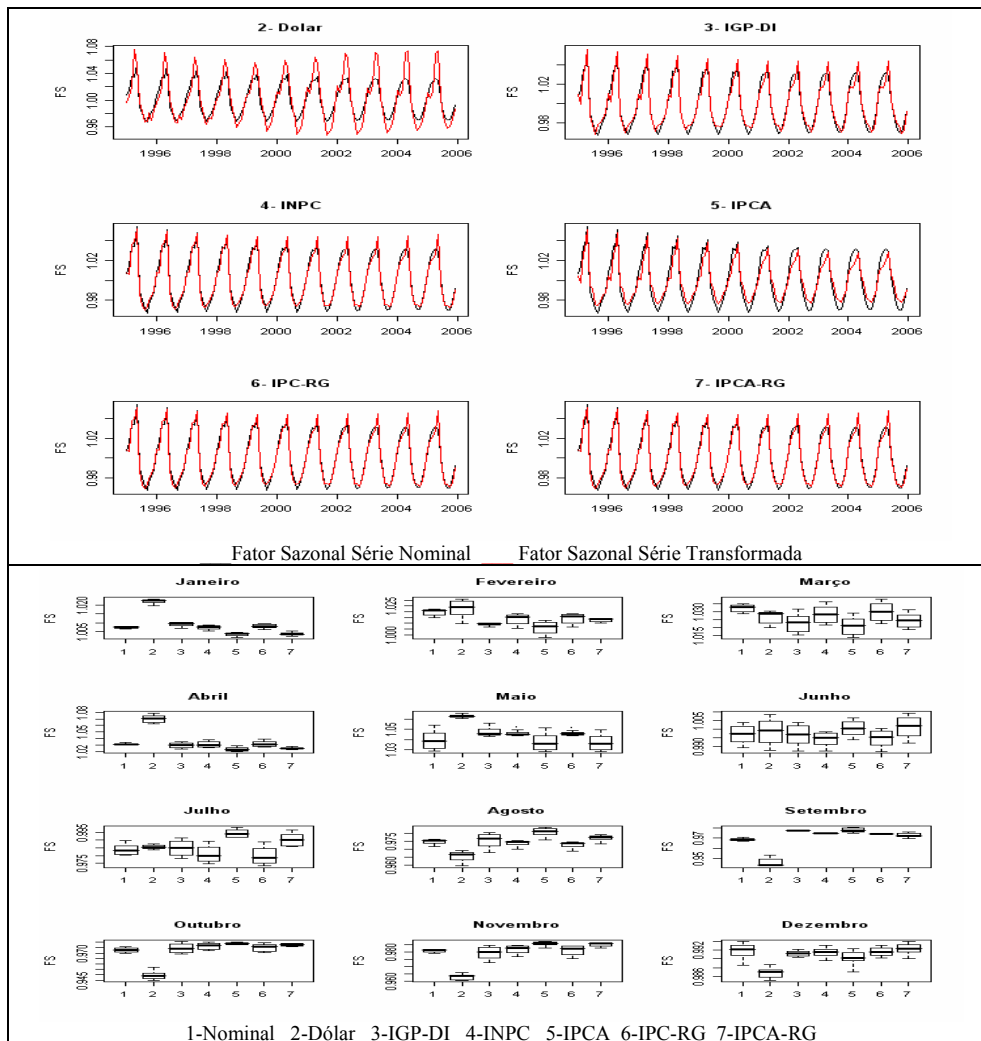


FIGURA A.2.8 - Fatores sazonais das séries nominais, deflacionadas (base jan/1995=100) e convertidas ao dolar do custo da ração essencial mínima da região metropolitana de Belém, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

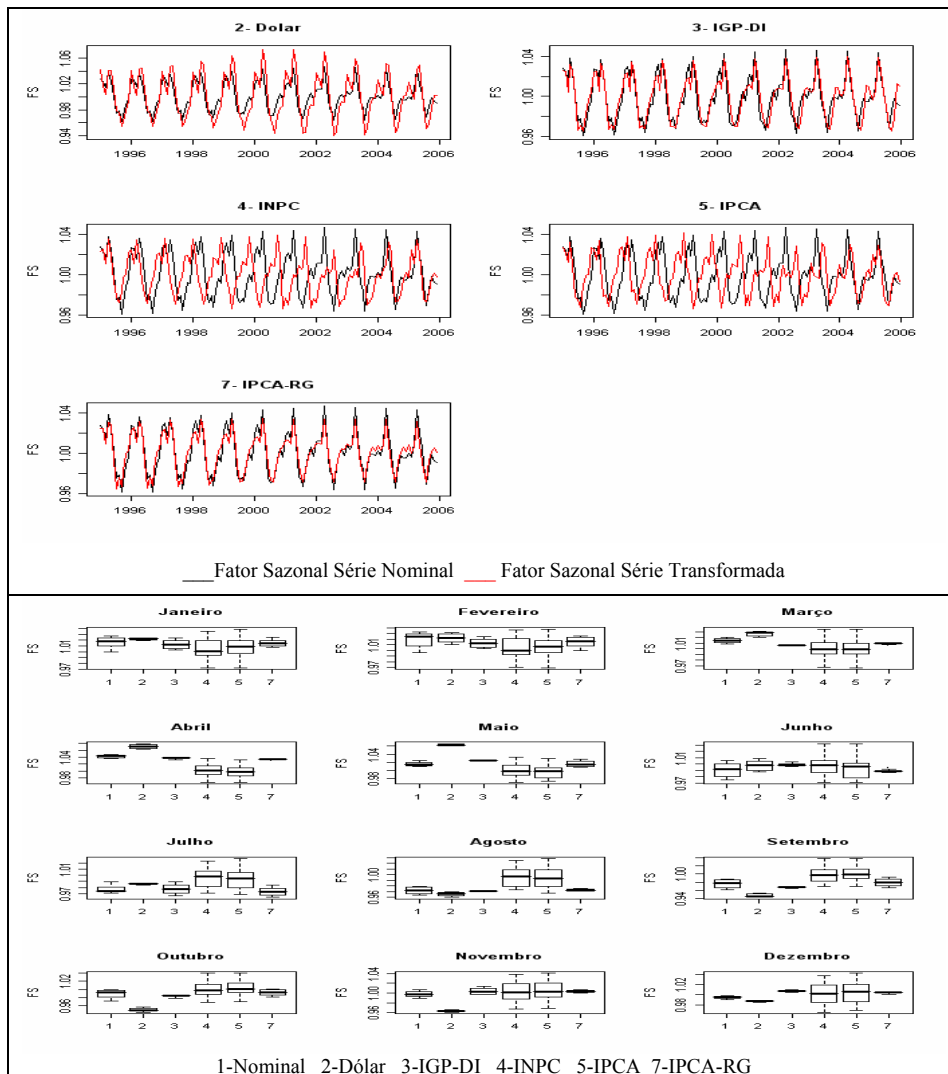


FIGURA A.2.9 - Fatores sazonais das séries nominais, deflacionadas (base jan/1995=100) e convertidas ao dolar do custo da ração essencial mínima da região metropolitana de Belo Horizonte, período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

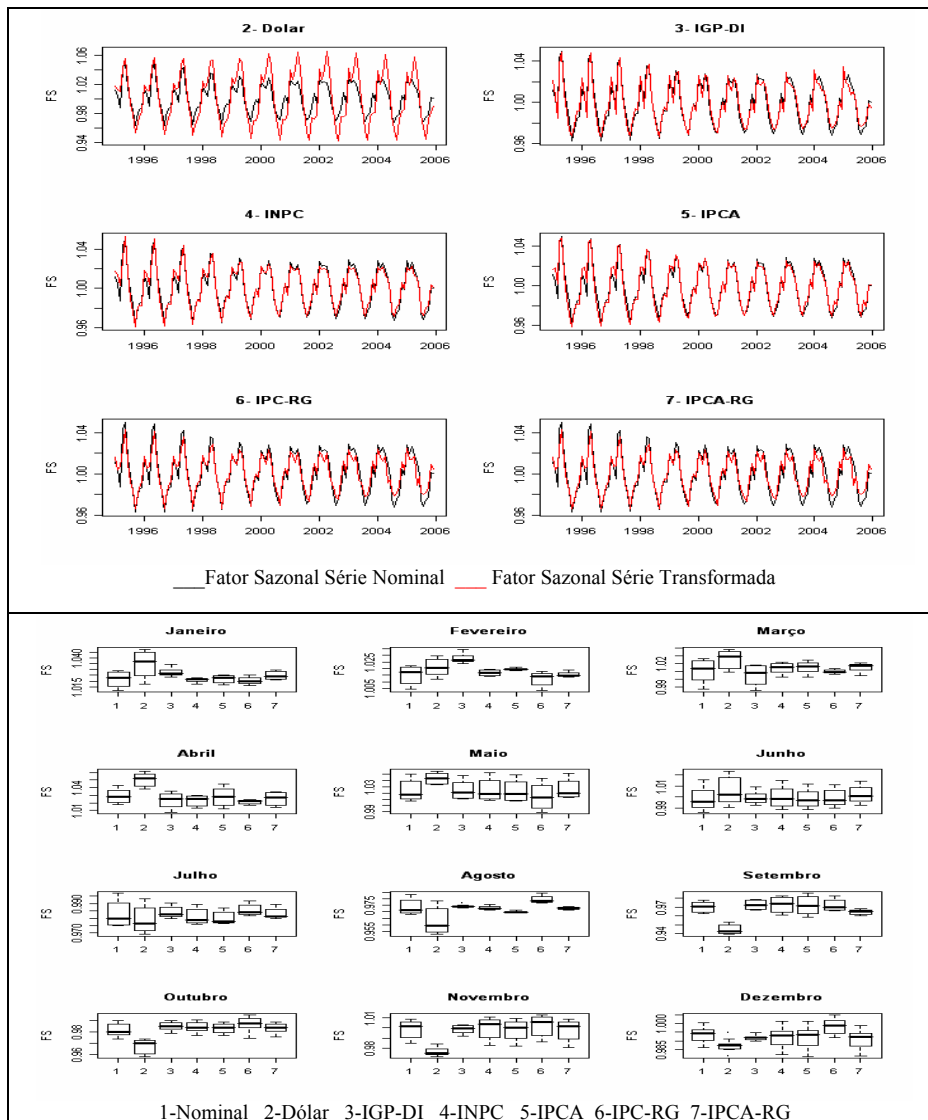


FIGURA A.2.10 - Fatores sazonais das séries nominais, deflacionadas (base jan/1995=100) e convertidas ao dolar do custo da ração essencial mínima da região metropolitana de Brasília, período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

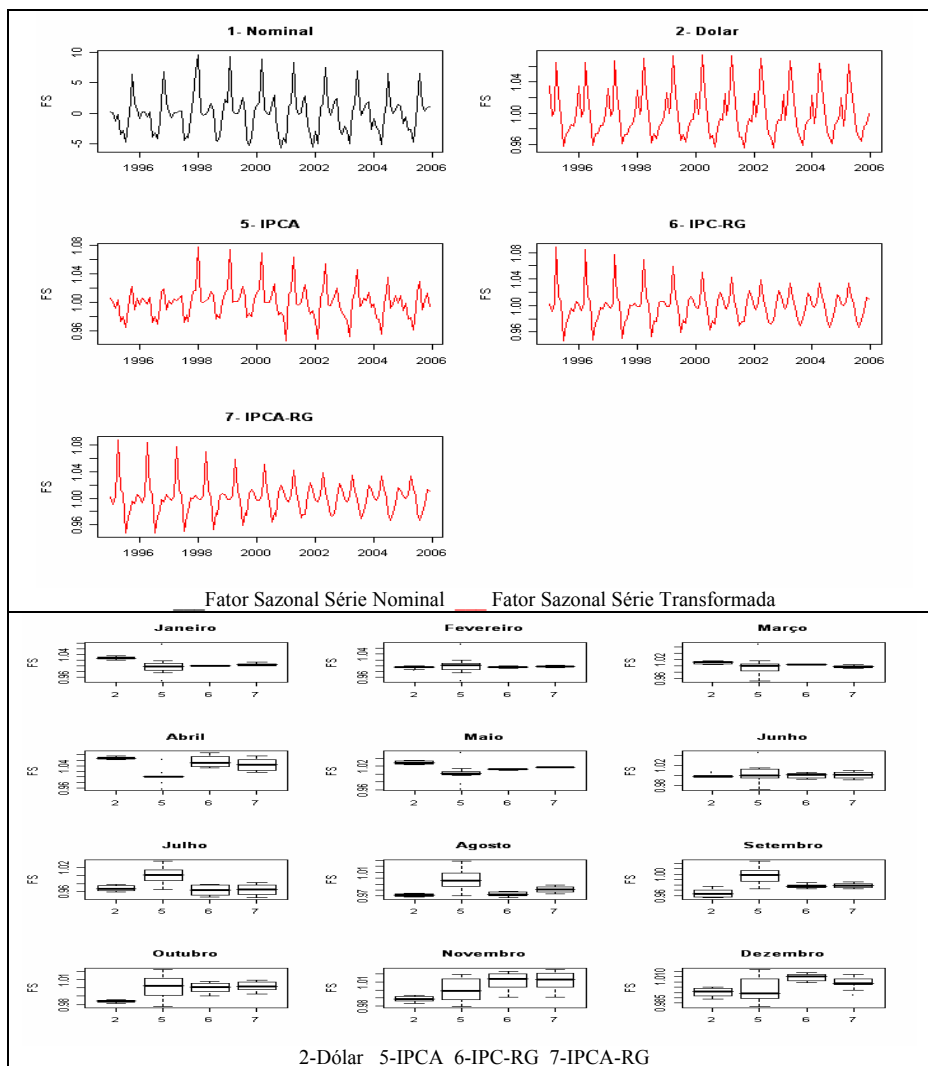


FIGURA A.2.11 - Fatores sazonais das séries nominais, deflacionadas (base jan/1995=100) e convertidas ao dolar do custo da ração essencial mínima da região metropolitana de Curitiba, período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

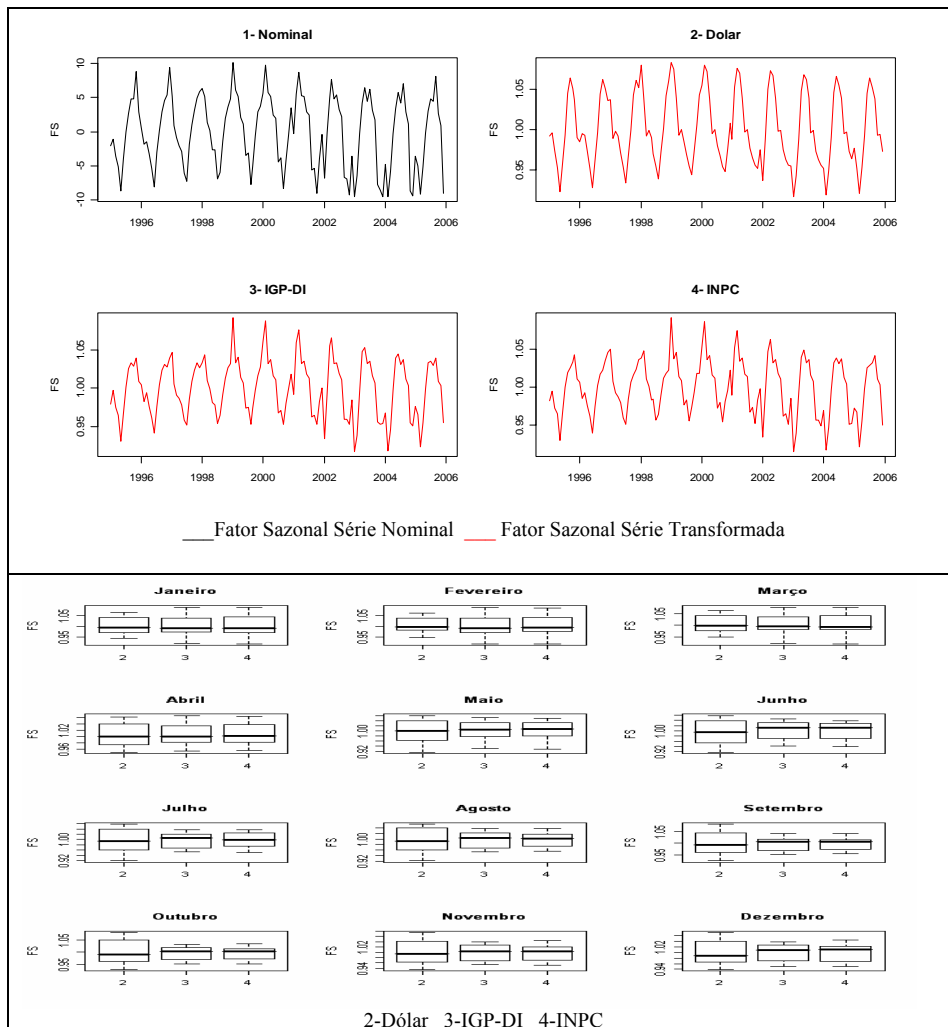


FIGURA A.2.12 - Fatores sazonais das séries nominais, deflacionadas (base jan/1995=100) e convertidas ao dolar do custo da ração essencial mínima da região metropolitana de Fortaleza, período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

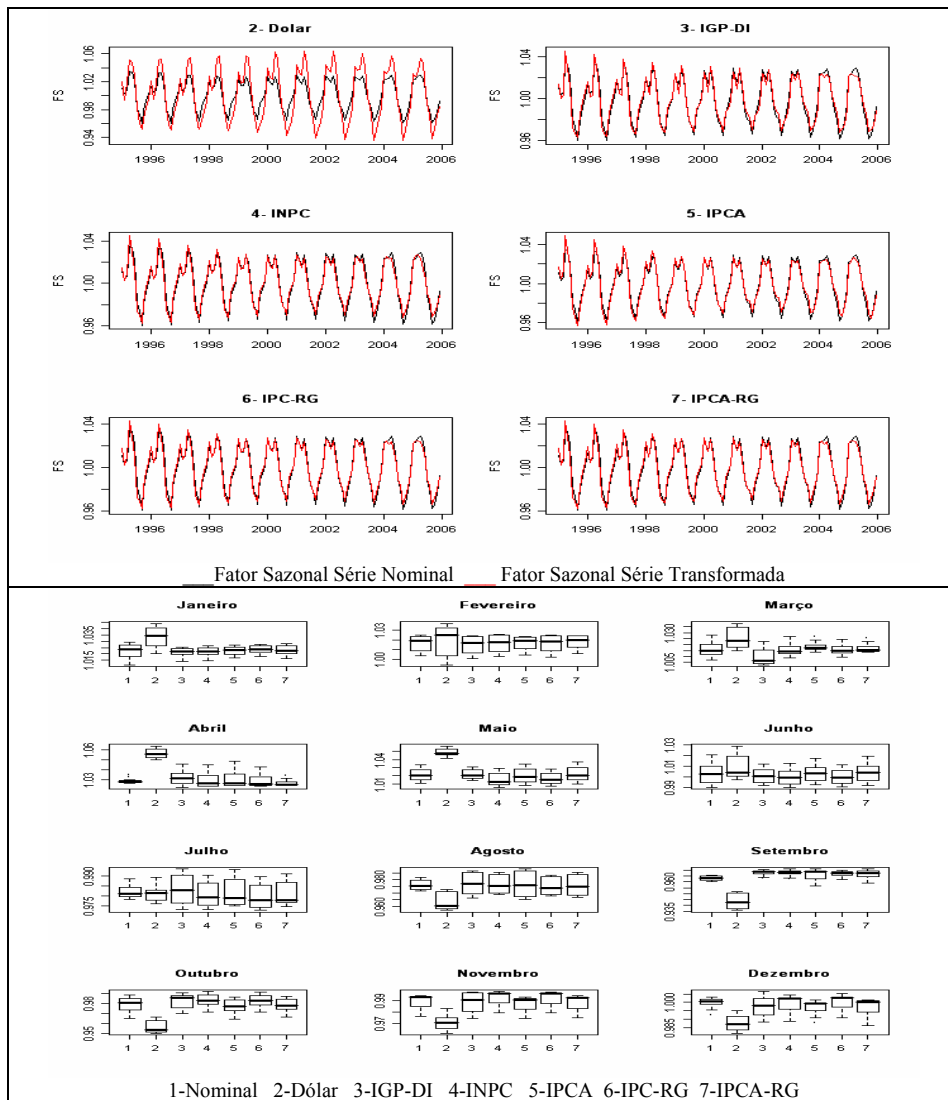


FIGURA A.2.13 - Fatores sazonais das séries nominais, deflacionadas (base jan/1995=100) e convertidas ao dolar do custo da ração essencial mínima da região metropolitana de Goiânia, período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

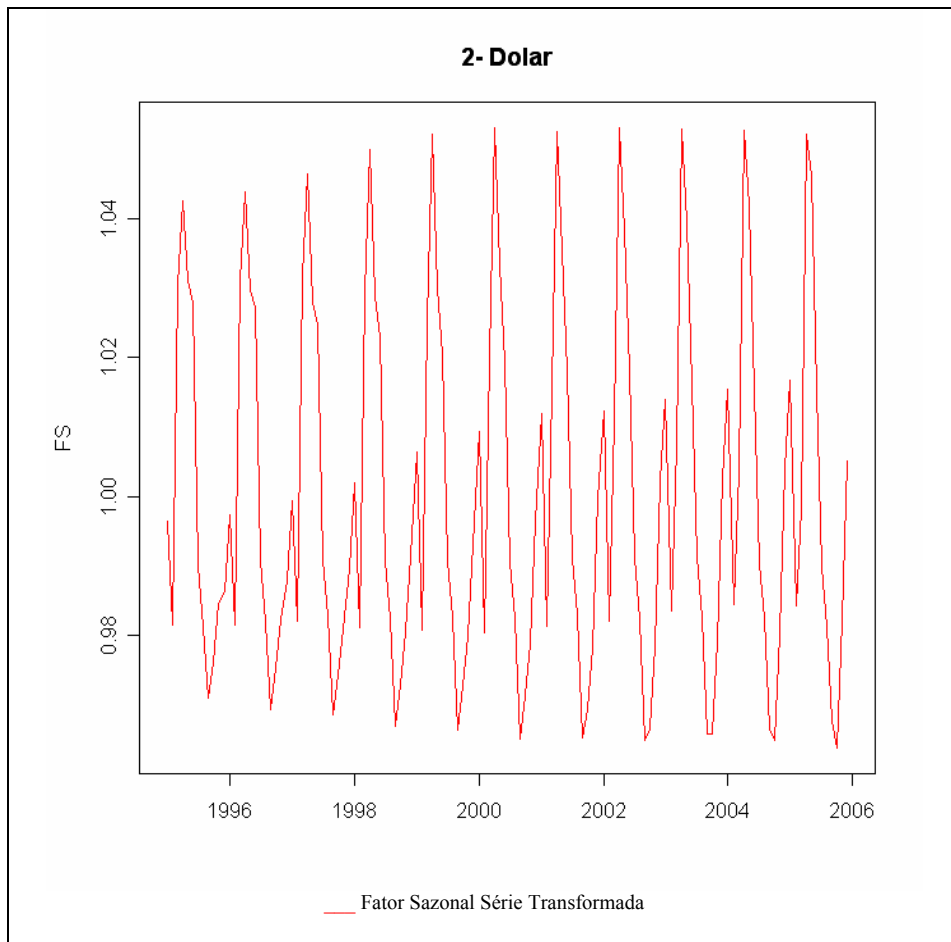


FIGURA A.2.14 - Fatores sazonais da série convertidas ao dolar do custo da ração essencial mínima da região metropolitana de Porto Alegre, período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

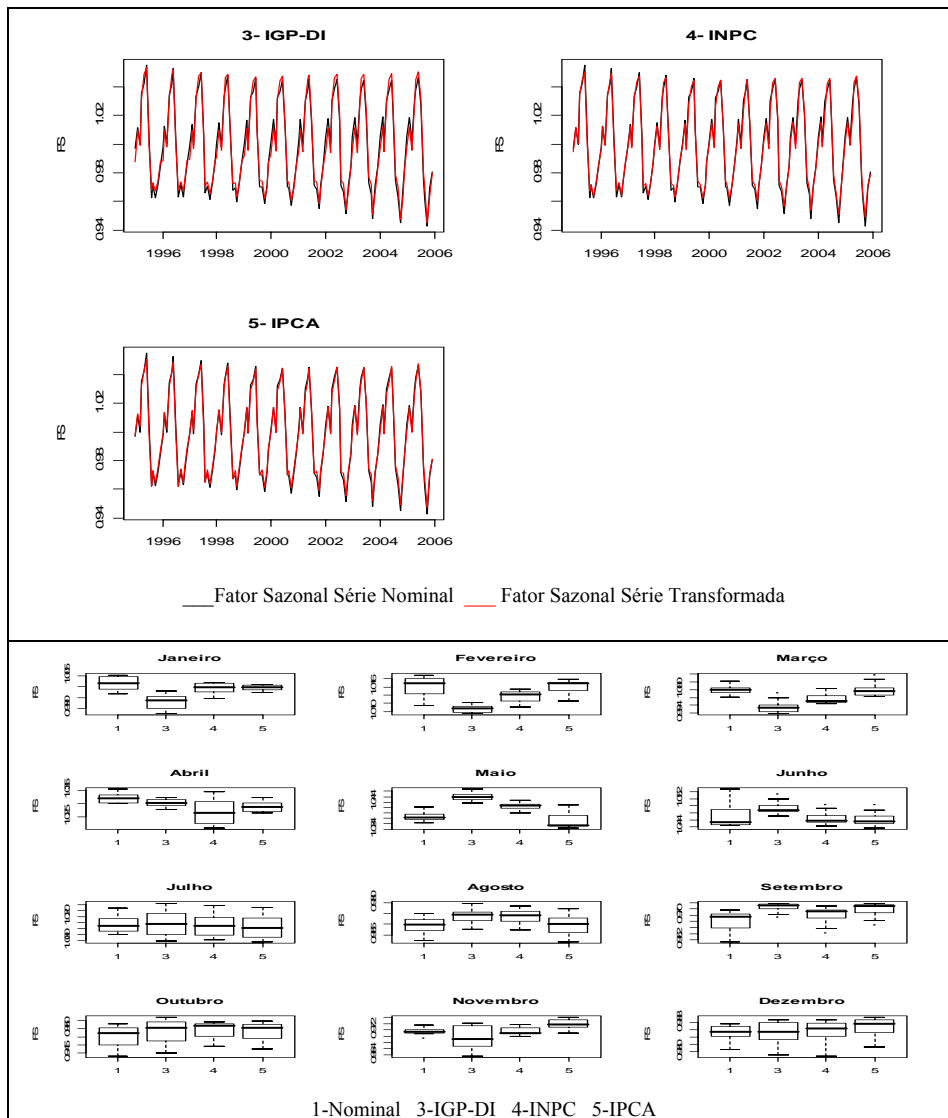


FIGURA A.2.15 - Fatores sazonais das séries nominais, deflacionadas (base jan/1995=100) e convertidas ao dolar do custo da ração essencial mínima da região metropolitana do Recife, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

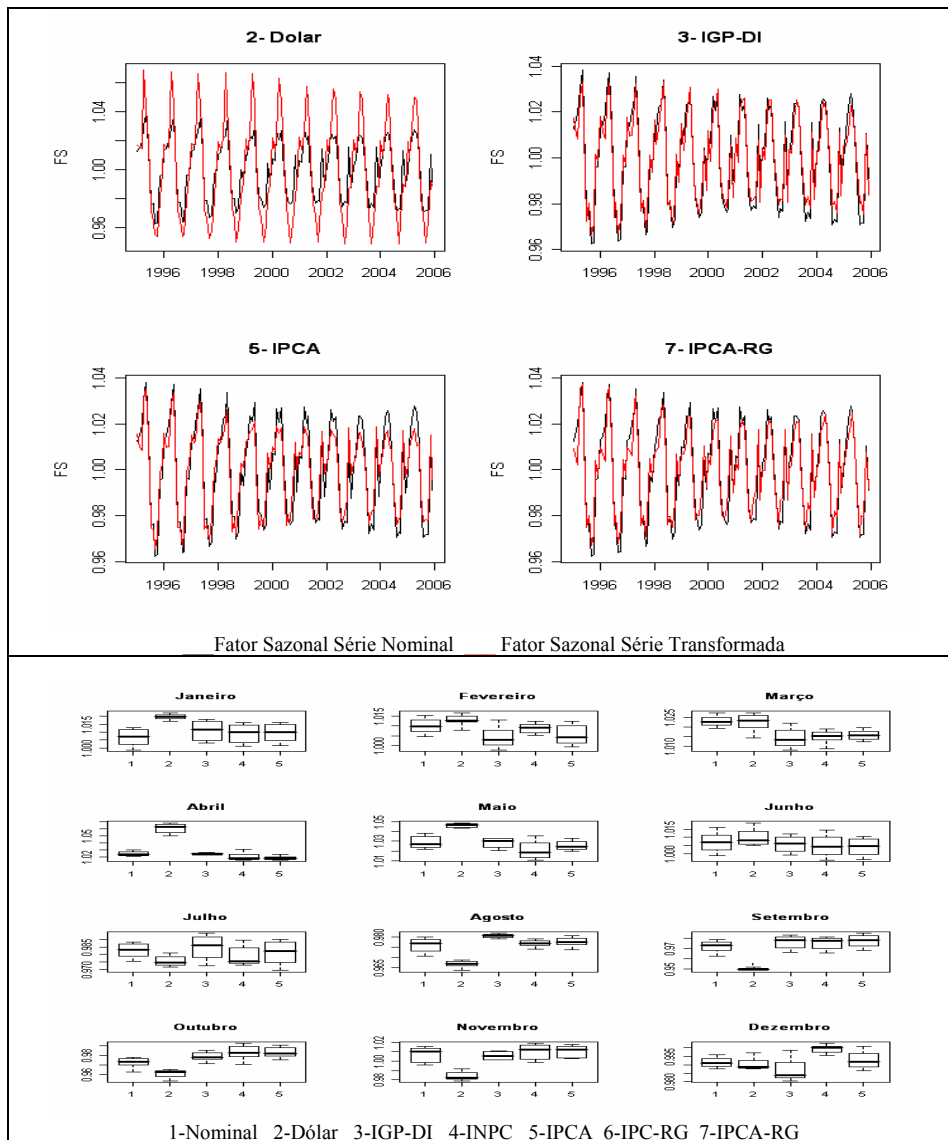


FIGURA A.2.16 - Fatores sazonais das séries nominais, deflacionadas (base jan/1995=100) e convertidas ao dólar do custo da ração essencial mínima da região metropolitana do Rio de Janeiro, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

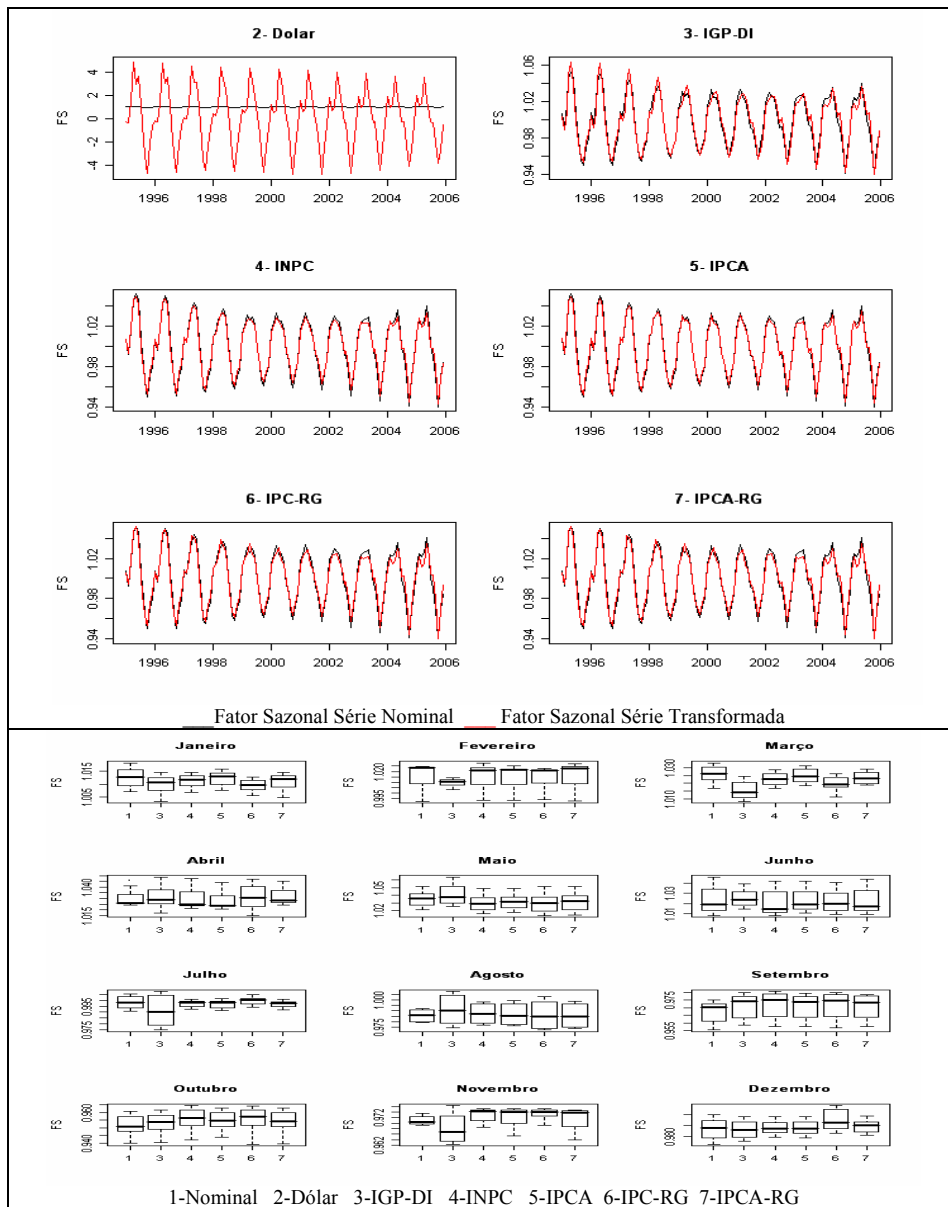


FIGURA A.2.17 - Fatores sazonais das séries nominais, deflacionadas (base jan/1995=100) e convertidas ao dólar do custo da ração essencial mínima da região metropolitana de Salvador, período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

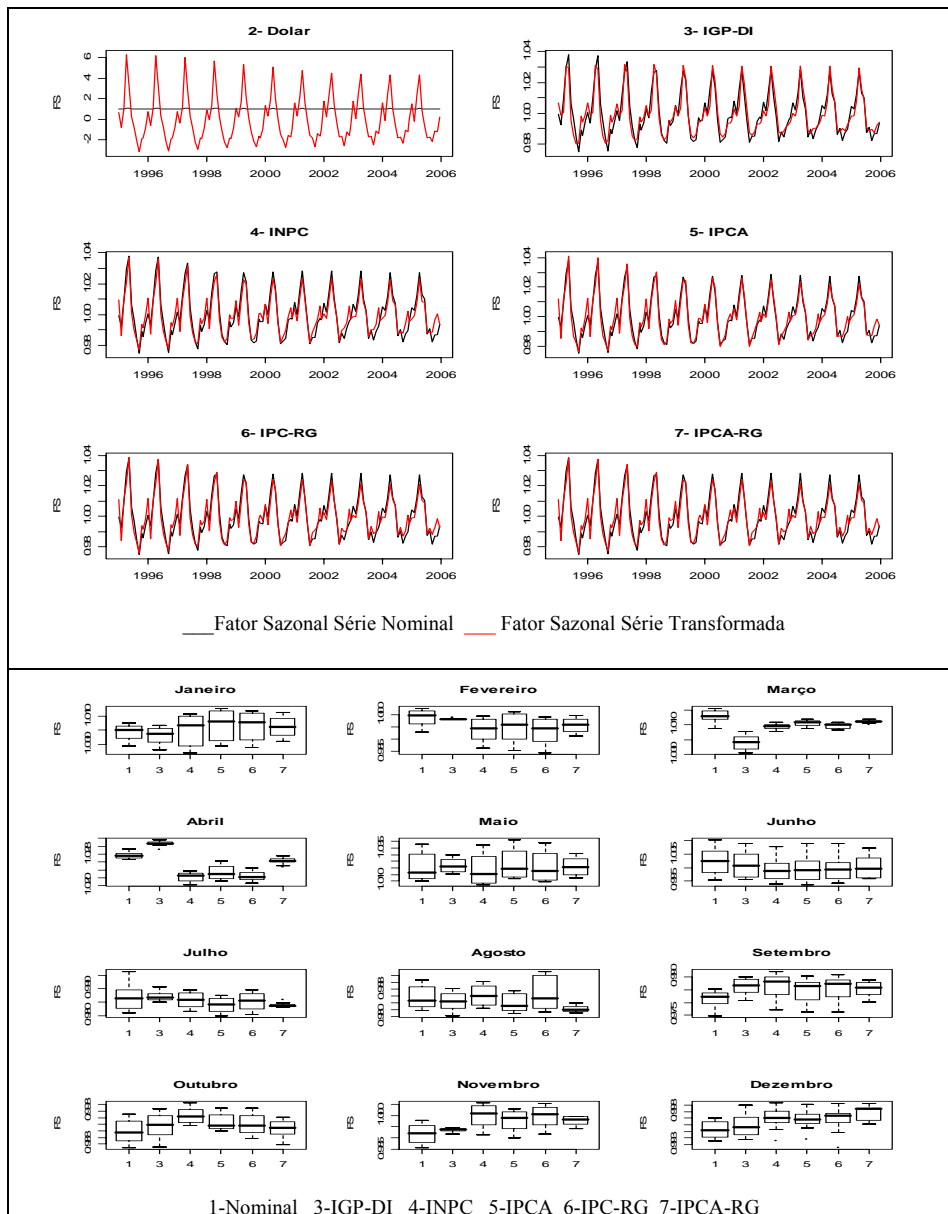


FIGURA A.2.18 - Fatores sazonais das séries nominais, deflacionadas (base jan/1995=100) e convertidas ao dolar do custo da ração essencial mínima da região metropolitana de São Paulo, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, (média de 1995=100).

CAPÍTULO 3

Sazonalidade do custo da ração essencial mínima em quinze regiões metropolitana brasileiras

RESUMO

FERRAZ, Marcelo Inácio Ferreira. **Sazonalidade do custo da ração essencial mínima em quinze regiões metropolitanas brasileiras**. 2005. Cap. 3, p.109-156. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agropecuária) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.*

Este trabalho tem por objetivo identificar os coeficientes sazonais das séries de custo da ração essencial mínima em quinze regiões metropolitanas brasileiras. O estudo cobre o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. Como procedimento de ajuste sazonal utilizou-se o X-12-ARIMA, desenvolvido pelo U.S. Bureau of Census. Os melhores resultados foram obtidos com o ajuste direto das séries de custo com a ocorrência de sazonalidade identificável em treze regiões. A comparação revelou que a sazonalidade possui comportamento diferente entre as regiões, porém as séries não diferem quanto ao processo gerador.

Palavras-chave: ajustamento sazonal, sazonalidade, ração essencial mínima.

* Comitê Orientador: Thelma Sáfydi - UFLA (Orientador), Augusto Ramalho de Moraes - UFLA.

ABSTRACT

FERRAZ, Marcelo Inácio Ferreira. **Seasonality analysis of the cost of the minimal essential ration, in fifteen brazilian metropolitan regions.** 2005. Chap. 3, p. 109-156. Thesis (Doctor Degree in Statistics and Agricultural Experimentation) – Federal University of Lavras, Lavras, Minas Gerais, Brazil.*

This study has the objective of identifying the seasonal coefficients of the series of costs of the minimal essential ration in 15 (fifteen) Brazilian metropolitan regions. This study covered the period of January 1995 to December 2005. X-12-ARIMA as seasonal adjustment procedure, developed by U.S. Bureau of Census, was used. The best results were obtained with the direct adjustment of the series of costs with the seasonality occurrence identifiable in 13 regions. The comparison revealed the seasonality possesses different behavior among the regions; however, the series do not differ in relation to the generator process.

Key words: seasonal adjustment, seasonality, minimum essential ration.

* Guidance Committee: Thelma Sáfyadi – UFLA (Major Professor), Augusto Ramalho de Moraes - UFLA.

1 INTRODUÇÃO

Os preços de diversos produtos alimentícios são afetados por oscilações estacionais ou sazonais existentes nos preços recebidos pelos produtores decorrentes basicamente de características biológicas (para produtos agropecuários), das expectativas dos agentes na comercialização e da influência de políticas governamentais sobre os sub-setores produtivos, conforme aponta Hoffmann (1998).

A questão da sazonalidade em séries de preços de alimentação nos últimos anos vem recebendo a atenção de diversos pesquisadores como Camargo Filho & Mazzei (1992), Freitas e Amaral (2002), Margarido et al. (2003), Sueyoshi et al. (1992), que estudaram o comportamento sazonal dos preços de alguns produtos e de cestas de produtos.

Na medida em que os gastos com alimentação ainda são fundamentais no orçamento das famílias de menor renda, estudos sobre a evolução histórica do custo da ração essencial ganham grande importância, no sentido de orientar a formação de políticas públicas voltadas para a melhoria das condições de nutrição dessa população.

Dessa forma, o presente estudo teve como objetivo principal avaliar o comportamento dos fatores sazonais das séries de custo da ração essencial mínima nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Florianópolis, Fortaleza, Goiânia, João Pessoa, Natal, Recife, Salvador, Vitória, Belém, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, no período compreendido entre janeiro de 1995 a dezembro de 2005. Especificamente, pretendeu-se: a) Testar a presença de sazonalidade nas séries de custos da ração essencial mínima; b) Obter a série de custo da ração essencial mínima ajustada sazonalmente de forma direta e indireta; c) Analisar, comparativamente, as

séries de custo da ração essencial mínima ajustada sazonalmente de forma direta e indireta; e f) Comparar os fatores sazonais e processo gerador das séries.

2 MATERIAL E MÉTODOS

As séries de dados mensais do custo da ração essencial mínima das regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Florianópolis, Fortaleza, Goiânia, João Pessoa, Natal, Recife, Salvador, Vitória, Belém, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, foram obtidas da pesquisa mensal da cesta básica nacional realizada pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos DIEESE, disponibilizados no site <http://www.dieese.org.br/rel/rac/cesta.xml>.

O Custo da Ração Essencial Mínima, conforme definidos pelo Decreto Lei 399, é formado pelos preços dos produtos alimentícios que a compõem: carnes, leite, feijão, arroz, farinha, batata, tomate, pão francês, café em pó, banana, açúcar, banha/óleo e manteiga.

A metodologia usada para a análise das séries de cada uma das quinze regiões metropolitanas brasileiras foi a seguinte:

1. Ajuste sazonal direto: cada uma das quinze séries de custo da ração essencial mínima das regiões metropolitanas foi ajustada sazonalmente utilizando o procedimento X-12-ARIMA conforme apresentado em Findley et al. (1998). Os resultados foram analisados considerando as duas etapas ajuste dos modelos RegARIMA e do método X-11.
2. Ajuste sazonal indireto: cada uma das 13 séries, ou das 12 (sem a série de batata para Belém, Fortaleza, João Pessoa, Natal, Recife, e Salvador), foi ajustada sazonalmente pelo procedimento X-12-ARIMA e posteriormente foi realizada a agregação para a obtenção da série de custo da ração essencial mínima ajustada sazonalmente para cada uma das regiões metropolitanas. A estrutura básica do procedimento adotado pode ser visualizada através da Figura 3.1.

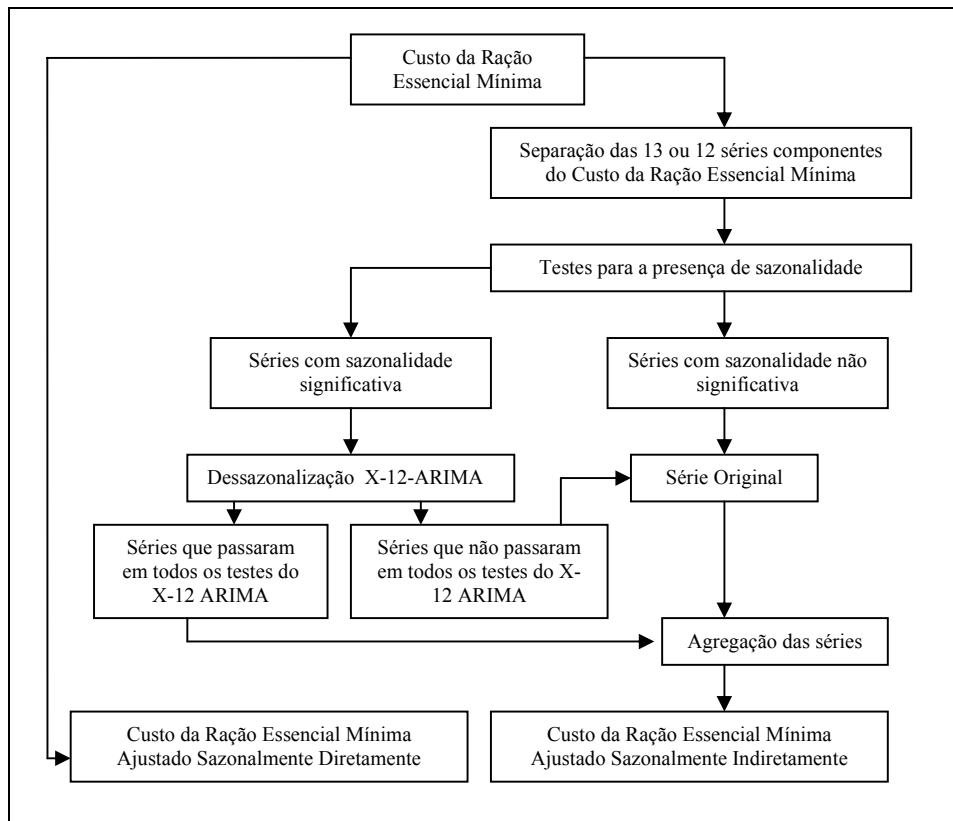


FIGURA 3.1 – Estrutura básica do procedimento de ajustamento sazonal direto e indireto para as séries de custo da ração essencial mínima.

3. Comparação do ajuste sazonal direto e indireto: o procedimento ideal será aquele que apresentar menor percentual de sazonalidade constante na série sazonalmente ajustada (teste sazonalidade estável), e um maior grau de suavização que será testado pela expressão (3.1):

$$V_{TX} = \frac{1}{m} \sum_{t=1}^m (TXA_t - TXM)^2, \quad (3.1)$$

em que:

V_{TX} = Variância da taxa de mudança da série ajustada;

$$TXM = \frac{1}{m} \sum_{t=1}^m TXA_t = \text{Taxa de mudança média da série ajustada};$$

m = número de taxas de mudanças;

$$TXA_t = \frac{(VAA_t - VAA_{t-1})}{VAA_{t-1}} \cdot 100 = \text{Taxa de mudança};$$

VAA_t = Valor ajustado atual do período t.

Portanto, quanto menor for o valor de V_{TX}, maior será o grau de suavização.

4. Comparação dos fatores sazonais das regiões metropolitanas: foram comparados graficamente os padrões sazonais obtidos com o ajuste direto e indireto. A menor coincidência de pontos indica diferenças nos fatores das regiões. Outro critério considerado foi verificação da coincidência dos meses de índices sazonais máximos e mínimos entre cada uma das regiões. Considerou-se também o teste dos postos assinalados de Wilcoxon (1945).
5. Finalmente, as componentes irregulares (séries ajustada sazonalmente sem tendência) foram comparadas para verificar das séries, ou seja, se estão sendo geradas pelo mesmo processo. Utilizou-se o teste de igualdade das funções de autocorrelações proposto por Quenouille (1958).

Ressaltar que no ajuste sazonal das séries e além dos cinco modelos padrões do X-12-ARIMA ((0,1,1)x(0,1,1)₁₂, (0,1,2)x(0,1,1)₁₂, (2,1,0)x(0,1,1)₁₂, (0,2,2)x(0,1,1)₁₂ e (2,1,2)x(0,1,1)₁₂), foram também testados para cada uma das séries diversos modelos variando p, q, P e Q e considerando sempre uma diferença para a tendência e uma diferença de ordem 12 para a sazonalidade.

Como suporte computacional foram utilizados os softwares DEMETRA 2.0 do EUROSTAT e R.2.3.1 (R Development Core Team, 2006) ambos softwares gratuitos e disponibilizados respectivamente nos seguintes sites: <http://forum.europa.eu.int/irc/dsis/eurosam/info/data/demetra.htm> e <http://stat.cmu.edu/R/CRAN>.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1- Análise preliminar

A Figura 3.2 apresenta o comportamento temporal do custo da ração essencial mínima, praticado nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Florianópolis, Fortaleza, Goiânia, João Pessoa, Natal, Recife, Salvador, Vitória, Belém, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, no período compreendido entre janeiro de 1995 e dezembro de 2005.

Verifica-se que as séries de custo alternam períodos de custos decrescentes e crescentes em todas as quinze regiões metropolitanas. Aparentemente, as variações têm comportamento bastante semelhante, apresentando uma redução de custo acentuada nos primeiros anos das séries (1995 a 1998), e, a partir daí, o custo da ração essencial passa a assumir elevações de preços de maior magnitude até o segundo semestre de 2002, quando sofre uma quebra estrutural, passando a assumir custos decrescentes novamente.

A redução dos custos nos primeiros anos das séries de custo da ração essencial mínima em todas as regiões representa os reflexos da chamada “âncora verde” do Plano Real, em que os preços agrícolas tiveram papel importante no processo de estabilização dos preços da economia brasileira.

É possível também relacionar algumas das alterações nas séries de custos da ração essencial mínima das regiões metropolitanas brasileiras com alguns fatos econômicos, como a crise da Ásia em julho de 1997, a crise da Rússia em agosto de 1998, e a maxidesvalorização do Real em janeiro de 1999.

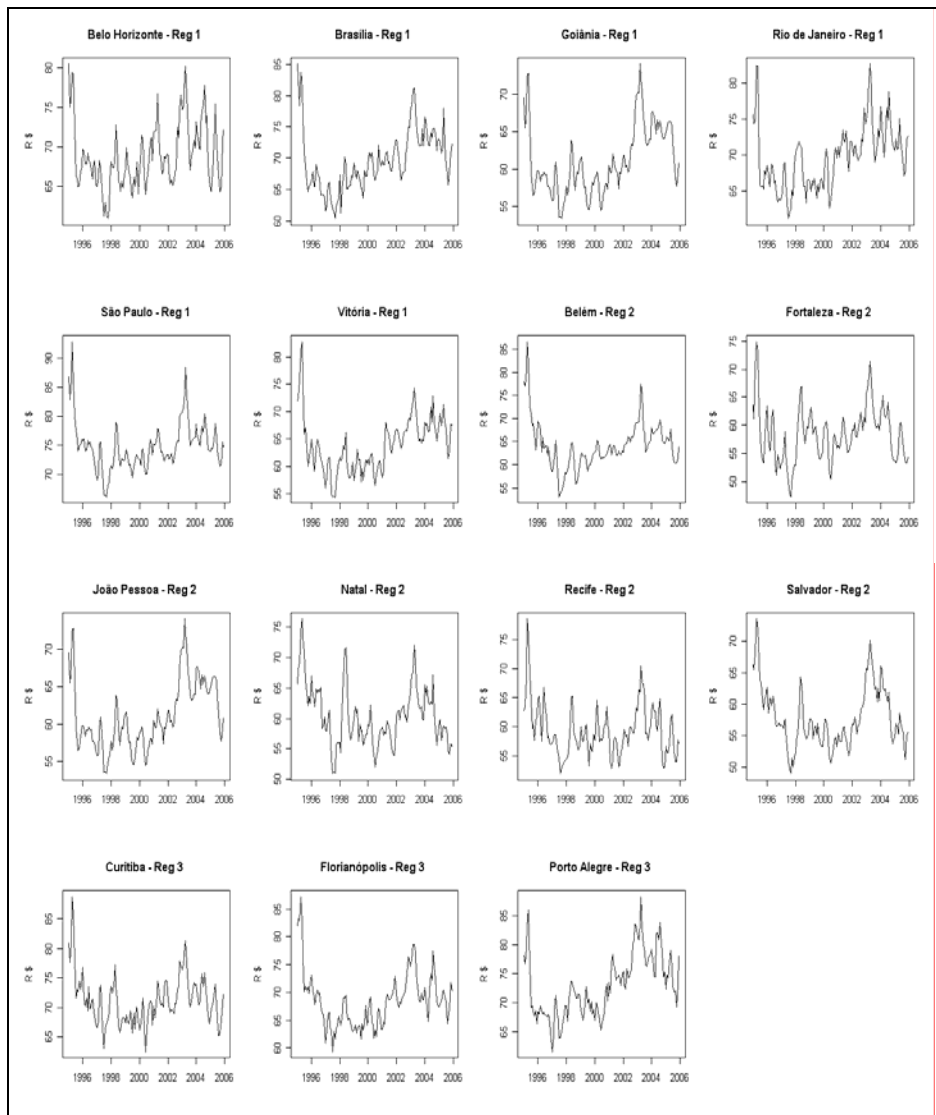


FIGURA 3.2 - Comportamento do custo da ração essencial mínima em reais, nas regiões metropolitanas brasileiras no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (IPCA, preços de janeiro de 1995).

A quebra estrutural da série de custos ocorrida no segundo semestre de 2002 quando passa a assumir de forma geral valores decrescente pode ser relacionada como as eleições presidenciais e a posse do novo governo em janeiro de 2003.

A discussão que segue será dividida em quatro partes. A primeira compreende o ajuste sazonal de forma direta. Na segunda parte, as séries serão dessazonalizadas de forma indireta, segundo cada um dos itens que a compõem. Na terceira parte, os ajustes direto e indireto serão comparados. E finalmente, na quarta parte, serão comparados os fatores sazonais e o processo gerador das séries.

5.2- Ajuste sazonal direto

Os resultados do ajuste sazonal do procedimento X-12-ARIMA, modelo RegARIMA são apresentados na Tabela 3.1. Para todas as outras séries consideradas, foi observada a ocorrência de interações entre os padrões sazonais e a tendência indicando a necessidade da transformação sendo adotada à transformação logarítmica. Todas as séries ajustaram-se aos modelos SARIMA, sendo os efeitos da tendência e da sazonalidade determinística retirados através da aplicação da primeira diferença e da diferença sazonal de ordem 12, respectivamente.

O ajuste dos modelos RegARIMA mostrou-se adequado para todas as séries considerando-se que se aceitou a hipótese de ruído branco (estatística Q de Ljun-Box), o erro de previsão inferior a 15% e a percentagem de outliers dentro dos limites aceitáveis ou seja inferior a 5%. Foram encontrados efeitos significativos de regressores em todas as séries.

TABELA 3.1 - Ajuste sazonal X-12-ARIMA e resultados do modelo RegARIMA para as principais regiões metropolitanas brasileiras no período de janeiro de 1995 a dezembro 2005.

	Transformação	Modelo	Erro de previsão	Prob Q Ljun- Box	Regressores						
					Dias de negócios (1)	Ano bissexto	Páscoa	Valor extremo (2)			
								Ao	TC	LS	% (3)
Belém	Logarítmica	(0 1 1)(2 1 0) ₁₂	5,19	30,87	7	Sim	-	Abr1996	-	-	0,76
BH	Logarítmica	(0 1 2)(2 1 0) ₁₂	3,76	31,48	-	-	-	-	-	Nov2004	0,76
Brasília	Logarítmica	(0 1 0)(0 1 2) ₁₂	5,00	13,85	7	Sim	-	-	-	-	0,00
Curitiba	Logarítmica	(2 1 1)(0 1 1) ₁₂	2,91	23,86	-	-	-	-	-	-	0,00
Florianópolis	Logarítmica	(0 1 0)(0 1 1) ₁₂	1,73	28,40	-	-	-	Jul1997 Abr2004	Ago2004	Abr2000	3,03
Fortaleza	Logarítmica	(2 1 2)(0 1 1) ₁₂	5,68	21,17	7	-	-	-	-	-	0,00
Goiânia	Logarítmica	(2 1 2)(0 1 1) ₁₂	4,05	28,85	1	Sim	-	-	-	-	0,00
João Pessoa	Logarítmica	(2 1 1)(0 1 2) ₁₂	4,25	26,24	-	Sim	-	-	-	-	0,00
Natal	Logarítmica	(2 1 0)(2 1 2) ₁₂	2,00	23,39	2	Sim	-	Mai1999	Ago2004	Mar1998	2,27
Porto Alegre	Logarítmica	(1 1 2)(0 1 1) ₁₂	6,08	22,4	2	Sim	6	-	-	-	0,00
Recife	Logarítmica	(1 1 2)(0 1 1) ₁₂	2,77	14,83	7	Sim	-	-	-	-	0,00
Rio de Janeiro	Logarítmica	(0 1 1)(0 1 2) ₁₂	2,91	24,15	2	Sim	-	-	-	-	0,00
Salvador	Logarítmica	(0 1 1)(0 1 1) ₁₂	1,79	33,89	6	-	-	-	-	-	0,00
São Paulo	Logarítmica	(0 1 2)(1 1 1) ₁₂	2,51	31,29	7	Sim	-	-	-	-	0,00
Vitória	Logarítmica	(1 1 2)(0 1 2) ₁₂	4,99	22,99	6	-	-	-	-	-	0,00

Nota: (1) Número de regressores: 1- Um regressor de efeito de dias de trabalho (segunda a sexta). O efeito de sábado e domingo é obtido por diferença. 6- Seis regressores de efeito de dias comerciais (segunda, terça, quarta, quinta, sexta e sábado). O efeito de domingo é obtido por diferença.

(2) Ao- Outliers Aditivo ; TC – Mudança transitória no nível da série; LS - Mudança permanente no nível da série.

(3) Percentual de valores extremos.

O efeito de ano bissexto foi significativo para as séries de Belém, Brasília, Goiânia, João Pessoa, Natal, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro e São Paulo. O efeito de dias de negócios somente não foi significativo para Belo Horizonte, Curitiba, Florianópolis e João Pessoa. Finalmente, com relação aos efeitos para valores extremos, estes foram significativos para a série de Belém Belo Horizonte, Florianópolis e Porto Alegre.

Os resultados da segunda etapa do procedimento X-12-ARIMA, o método X-11, são apresentados na Tabela 3.2. Todas as séries assumiram a decomposição multiplicativa (transformação logarítmica no ajuste do modelo RegARIMA).

Os testes indicaram presença de sazonalidade estável em todas as séries e sazonalidade móvel nas séries de Belém, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro e Vitória. Porém o teste combinado para sazonalidade detectou a ausência de sazonalidade identificável apenas nas séries de Florianópolis, Fortaleza e Porto Alegre, indicando a não necessidade de ajuste sazonal para as séries de custo da ração essencial mínima dessas regiões metropolitanas.

Nos testes para avaliar a qualidade do procedimento X-12-ARIMA, as Estatísticas M foram observados os seguintes resultados:

- falhas nas estatísticas M1 indicando dificuldades para distinguir a componente irregular da componente sazonal com exceção para a série de Brasília.
- as razões I/C foram todas menores que três, indicando que a tendência pode ser separada da componente irregular pelo método X-11, apesar da variabilidade irregular. Assim, não foram identificadas falhas nas estatísticas M3 e M5 quando utilizado o filtro de 13 termos de Henderson.

- falha na estatística M4 para praticamente todas as séries, com exceções para Brasília, Goiânia, Porto Alegre, Rio de Janeiro e Salvador, que foram as únicas em que o resíduo assumiu a forma de ruído branco.
- as razões I/S não apresentaram valores dentro do intervalo (3,5 ; 6,5) apenas para as séries de Belém, Natal, Porto Alegre e Recife e, portanto, falhas nas estatísticas M6. Assim, para essas séries foram utilizados um filtro de médias móveis sazonais do tipo 3x9, e para as demais, o filtro padrão 3x5.
- falha na estatística M7 para Florianópolis e Porto Alegre (sazonalidade não identificável).
- falhas nas estatísticas M8 (flutuação aleatória em torno da média em toda a série) para as séries de Belo Horizonte, Brasília, Fortaleza, Goiânia, Rio de Janeiro, São Paulo e Vitória.
- falhas nas estatísticas M10 (variação linear inter-anual para toda a série) para Belo Horizonte, Brasília, Fortaleza, Goiânia, Rio de Janeiro, São Paulo e Vitória.
- M11 (variação linear inter-anual para os últimos anos) para Belo Horizonte, Brasília, Fortaleza, Goiânia, Rio de Janeiro, São Paulo e Vitória.
- as estatísticas M2, M3, M5, e M9 não apresentaram falhas para nenhuma das séries analisadas.

Portanto, nos testes para avaliar a qualidade do procedimento X-12-ARIMA, as Estatísticas M, foram observados falhas (M1, M4, M6, M7, M8, M10, M11) em algumas das séries, o que não implica, necessariamente, que o ajuste esteja comprometido. Maiores detalhes sobre as Estatísticas M, que são utilizadas para avaliar a qualidade do ajuste, podem ser encontrados em Lothian & Morry (1978a).

TABELA 2.2 - Ajuste sazonal X-12-ARIMA e Resultados do Ajuste Sazonal X-11 para as principais regiões metropolitanas brasileiras no período de janeiro de 1995 a dezembro 2005

	Decompo- sição	Teste Sazonalidade ⁽¹⁾			Razão I/S ⁽²⁾	Filtro sazonal	Razão I/C ⁽²⁾	Filtro tendência	Estatísticas M ⁽³⁾							Q ⁽⁴⁾
		Estável	Móvel	Ident					M1	M4	M6	M7	M8	M10	M11	
Belém	Multip.	0,000	0,040	P	6,5	3x9	1,58	13-H	1	1	-	-	-	-	-	0,62
B. Horizonte	Multip.	0,000	0,671	P	5,6	3x5	1,3	13-H	2	1	1	-	1	1	1	0,98
Brasília	Multip.	0,000	0,159	P	3,96	3x5	1,06	13-H	-	-	-	-	1	-	-	0,51
Curitiba	Multip.	0,000	0,078	P	5,7	3x5	1,3	13-H	1	1	-	-	-	1	-	0,84
Florianópolis	Multip.	0,000	0,234	NP	6,0	3x5	1,1	13-H	1	1	-	1	-	-	-	0,87
Fortaleza	Multip.	0,00	0,01	NP	4,6	3x5	1,2	13-H	1	1	-	-	1	1	1	0,88
Goiânia	Multip.	0,00	0,072	P	5,6	3x5	1,5	13-H	2	-	-	-	1	1	1	0,83
João Pessoa	Multip.	0,00	0,361	P	5,4	3x5	1,5	13-H	1	1	-	-	-	-	-	0,80
Natal	Multip.	0,00	0,532	P	7,08	3x9	1,6	13-H	2	1	1	-	-	-	-	0,85
Porto Alegre	Multip.	0,00	0,043	NP	6,8	3x9	1,6	13-H	2	-	1	1	-	-	-	0,84
Recife	Multip.	0,00	0,040	P	7,4	3x9	1,7	13-H	2	1	1	-	-	-	-	0,88
R.de Janeiro	Multip.	0,00	0,012	P	5,6	3x5	1,6	13-H	2	-	-	-	1	1	1	0,90
Salvador	Multip.	0,00	0,262	P	5,3	3x5	1,2	13-H	1	-	-	-	-	-	-	0,65
São Paulo	Multip.	0,00	0,154	P	5,9	3x5	1,2	13-H	1	1	-	-	1	1	1	0,92
Vitória	Multip.	0,00	0,011	P	5,9	3x5	1,7	13-H	2	1	-	-	1	1	1	0,98

Nota: (1) - Sazonalidade: Estável: significativa para p-valor < 0,001; Móvel: significativa para p-valor < 0,05; Identificável: NP- Não Presente, P - Presente.

(2) - Razão I/S – Razão Componente Irregular / Componente Sazonal; Razão I/C - Componente Irregular / Componente Ciclo-Tendência.

(3) - Valores das Estatísticas M: 0 - menor que 1; 1- maior ou igual a 1 e menor que 2; 2- maior ou igual 2 e menor que 3; 3- igual a 3.

(4) – Estatística Q: Qualidade global do ajuste.

Das Estatísticas M, o mais importante é o M7, porque testa se a sazonalidade presente na série é identificável pelo X-11, e, conforme observado das quinze regiões metropolitanas analisadas, em apenas duas, Florianópolis e Porto Alegre, não apresentaram a presença de sazonalidade identificável.

Porém, no resumo dos M a Estatística Q indicou que as falhas nas Estatísticas M no geral não comprometeram o ajuste, pois as estatísticas Q apresentaram valores menores que a unidade para as quinze regiões metropolitanas. Portanto, os modelos ajustados pelo Método X-12-ARIMA foram aceitos para todas as regiões metropolitanas. Porém destaca-se, mais uma vez, que apesar do ajuste ter sido aceito para as quinze regiões metropolitanas, a sazonalidade das séries de custo da ração essencial mínima de Florianópolis e Porto Alegre não se mostrou identificável.

3.3- Ajuste sazonal indireto

O ajuste indireto consistiu em realizar o ajuste sazonal para cada uma das 13 séries, ou das 12 (sem a série de batata), para as regiões metropolitanas da região 2 (Belém, Fortaleza, João Pessoa, Natal, Recife, e Salvador), conforme definidos pelo Decreto-lei 399, para posteriormente realizar a agregação para a obtenção da série de custo da ração essencial mínima ajustada sazonalmente. Foram ajustados modelos para cada um dos itens que compõem o custo nas 15 regiões metropolitanas (Figuras A.3.1 a A.3.15 do Anexo 3.1). Foram, portanto, analisadas 189 séries.

Os testes para presença de sazonalidade revelaram a ocorrência de sazonalidade estável em 149 (79%) dos 189 itens de consumo da ração essencial das 15 regiões metropolitanas analisadas (Tabela 3.3). Em todas as regiões foram encontrados itens da ração essencial mínima com sazonalidade. A carne e o óleo foram os únicos itens que apresentaram comportamento sazonal significativo em praticamente todas as regiões metropolitanas. Diferentemente, o

pão mostrou componente sazonal significativo somente para Fortaleza e São Paulo.

As regiões metropolitanas com menor ocorrência de sazonalidade foram João Pessoa (carne, tomate, banana) e Natal (arroz, tomate, banana). Em contrapartida, a maior ocorrência foi observada para Goiânia (carne, leite, feijão, arroz, batata, tomate, café, açúcar, óleo) e São Paulo (carne, leite, feijão, arroz, batata, tomate, pão, óleo, manteiga).

TABELA 3.3 – Itens do custo da ração essencial mínima que apresentaram sazonalidade estável, móvel e identificável segundo as principais regiões metropolitanas no período de janeiro de 1995 a dezembro 2005.

	Estável		Identificável
	1	Móvel	
Belém	9	5	6 (carne, feijão, arroz, farinha café, açúcar)
Belo Horizonte	10	7	7 (carne, leite, batata, banana, açúcar, óleo, manteiga)
Brasília	11	6	6 (carne, leite, batata, tomate, café, óleo)
Curitiba	10	9	6 (carne, leite, feijão, batata, café, banana)
Florianópolis	9	6	7 (carne, leite, arroz, batata, café, óleo, manteiga)
Fortaleza	9	4	4 (leite, farinha, tomate, pão)
Goiânia	13	9	9 (carne, leite, feijão, arroz, batata, tomate, café, açúcar, óleo)
João Pessoa	8	6	3 (carne, tomate, banana)
Natal	10	6	3 (arroz, tomate, banana)
Porto Alegre	9	3	4 (leite, arroz, batata, óleo)
Recife	7	6	4 (carne, feijão, tomate, óleo)
Rio de Janeiro	10	6	5 (carne, leite, arroz, batata, óleo)
Salvador	11	6	6 (carne, farinha, tomate, café, banana, óleo)
São Paulo	11	8	9 (carne, leite, feijão, arroz, batata, tomate, pão, óleo, manteiga)
Vitória	12	5	5 (carne, leite, açúcar, batata, óleo)
Total (189)	149	92	84

Considerando que quanto menor forem as mudanças da componente sazonal de ano para ano, com maior segurança ela pode ser estimada. Assim, a ocorrência de sazonalidade móvel em grandes proporções comparativamente a quantidade de sazonalidade estável pode dificultar a identificação da

sazonalidade pelo procedimento X-12-ARIMA. Dentro desse contexto, verificou-se que das 149 séries (com sazonalidade estável), apenas 84 apresentaram identificabilidade da sazonalidade, ou seja, são os itens que possuem padrões sazonais mais bem definidos que os demais.

As séries de arroz de Belém, batata de Brasília, Curitiba, Florianópolis e Rio de Janeiro e de tomate de Fortaleza, Goiânia, João Pessoa, Recife e São Paulo, apesar de possuírem sazonalidade identificável não foram ajustadas sazonalmente. Para essas séries, a Estatística Q foi superior unidade a 1 e foram observadas as seguintes falhas: ruído não assumiu a forma de ruído branco (teste Ljung Box) e o erro de previsão excedeu o limite de 15%. As séries efetivamente ajustadas sazonalmente são apresentadas na Tabela 3.4.

As regiões metropolitanas com maior ocorrência de itens que foram ajustados sazonalmente foram São Paulo (carne, leite, feijão, arroz, batata, tomate, pão, óleo, manteiga) e Goiânia (carne, leite, feijão, arroz, batata, café, açúcar e óleo). Em contra partida, a menor ocorrência foi observada nas séries da Região 2, formada por regiões metropolitanas do Norte e Nordeste: Fortaleza (leite, farinha, e pão), João Pessoa (carne e banana), Natal (arroz, tomate e banana) e Recife (carne, feijão e óleo).

Os itens de custos da ração essencial mínima que apresentaram identificabilidade da sazonalidade em praticamente todas as regiões foram a carne e o leite. Já o item com menor ocorrência de sazonalidade identificável foram as séries do pão apenas em Fortaleza e São Paulo.

De posse dos itens de custos das rações essenciais mínimas ajustados sazonalmente, procedeu-se o ajuste indireto. Assim, os itens que foram ajustados sazonalmente foram somados aos que não possuíram sazonalidade para a obtenção das séries de custo da ração essencial mínima de cada uma das quinze regiões metropolitanas ajustada sazonalmente.

TABELA 3.4 – Itens do custo da ração essencial mínima ajustados sazonalmente segundo as principais regiões metropolitanas brasileiras, no período de janeiro de 1995 a dezembro 2005.

	Carne	Leite	Feijão	Arroz	Farinha	Batata	Tomate	Pão	Cafê	Banana	Açúcar	Óleo	Manteiga	Total de séries
Belém	A		A	NA	A	R2			A		A			5
Belo Horizonte	A	A				A				A	A	A	A	7
Brasília	A	A				NA	A		A			A		5
Curitiba	A	A	A			NA			A	A				5
Florianópolis	A	A		A		NA			A			A	A	6
Fortaleza		A			A	R2	NA	A						3
Goiânia	A	A	A	A		A	NA		A		A	A		8
João Pessoa	A					R2	NA			A				2
Natal				A		R2	A			A				3
Porto Alegre		A		A		A						A		4
Recife	A		A			R2	NA					A		3
Rio de Janeiro	A	A		A		NA						A		4
Salvador	A				A	R2	NA		A	A		A		5
São Paulo	A	A	A	A		A	A	A				A	A	9
Vitória	A	A				A					A	A		5
Total de séries	12	10	5	6	3	5	3	2	6	5	4	10	3	84

Nota: A – Ajustado sazonalmente; R2 – Região 2 (sem batata); NA – Falha na Estatística Q ajuste sazonal rejeitado.

3.4- Comparação do ajuste sazonal direto e indireto

As séries de custo da ração essencial mínima das quinze regiões metropolitanas ajustadas sazonalmente de forma direta e indireta são apresentadas na Figura 3.3. Nota-se que as séries assumem formas bastante semelhantes, apresentando diferenças mínimas, sendo que as séries ajustadas para São Paulo assumem valores praticamente idênticos. Observa-se também que de forma geral, as séries de custo ajustadas diretamente aparentemente assumem uma forma mais suave.

No entanto, apenas a disposição gráfica não é suficiente para determinar qual o melhor procedimento de ajuste direto ou indireto. Para esse tipo de análise serão utilizados dois tipos de testes. O primeiro testará a presença de sazonalidade nas séries ajustadas sazonalmente. O segundo testa o grau de suavização das séries ajustadas, sendo o melhor modelo o que apresentar um menor percentual de sazonalidade constante e conseqüentemente maior grau de suavização.

A Tabela 3.5 apresenta os resultados para a presença de sazonalidade nas séries ajustadas sazonalmente. Nas séries ajustadas diretamente, a sazonalidade foi totalmente removida, não sendo observada a presença de sazonalidade identificável em nenhuma região.

Para as séries dessazonalizadas indiretamente, nota-se a ocorrência de sazonalidade estável significativa em praticamente todas as regiões, cujas exceções foram Belo Horizonte, Florianópolis, Natal e São Paulo.

Segundo o teste combinado para a sazonalidade identificável, as séries de Fortaleza, Goiânia, João Pessoa, Rio de Janeiro, Salvador e Vitória apresentaram na série ajustada sazonalmente a presença de sazonalidade identificável significativa.

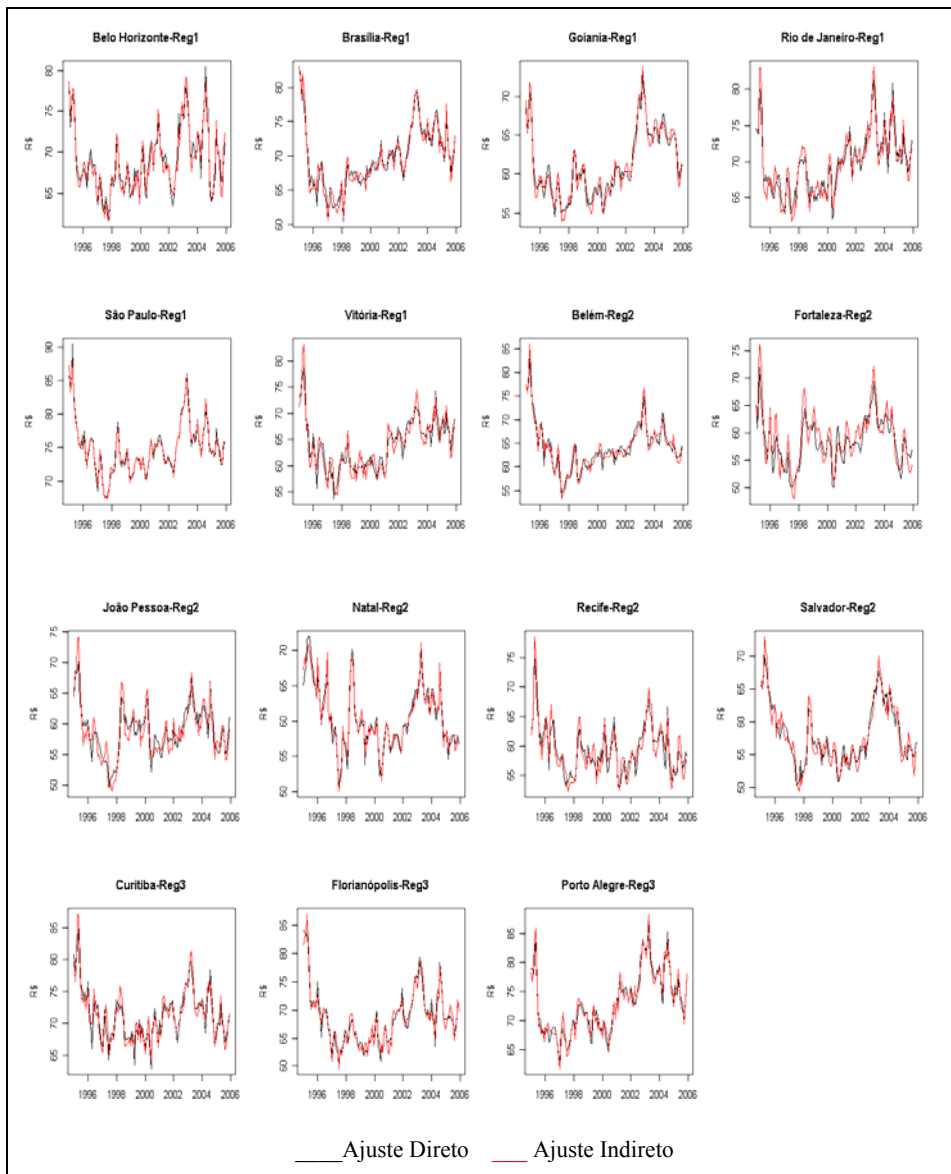


FIGURA 3.3 – Custo da ração essencial mínima ajustado sazonalmente direta e indiretamente nas regiões metropolitanas brasileiras, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005

TABELA 3.5 – Testes para a presença de sazonalidade nas séries de custo da ração essencial mínima ajustadas direta e indiretamente segundo as principais regiões metropolitanas brasileiras, no período de janeiro de 1995 a dezembro 2005.

	Ajuste Direto			Ajuste Indireto		
	Estável	Móvel	Identificável	Estável	Móvel	Identificável
Belém	0,5792	0,051	NP	0,0000	0,001	NP
Belo Horizonte	0,9144	0,6390	NP	0,0070	0,1000	NP
Brasília	0,7737	0,857	NP	0,0000	0,003	NP
Curitiba	0,3231	0,0400	NP	0,0000	0,009	NP
Florianópolis	0,1376	0,003	NP	0,5502	0,097	NP
Fortaleza	0,8880	0,005	NP	0,0000	0,002	P
Goiânia	0,8828	0,098	NP	0,0000	0,015	P
João Pessoa	0,9388	0,322	NP	0,0000	0,468	P
Natal	0,861	0,004	NP	0,4401	0,165	NP
Porto Alegre	0,843	0,326	NP	0,0000	0,047	NP
Recife	0,9816	0,086	NP	0,0000	0,054	NP
Rio de Janeiro	0,5738	0,908	NP	0,0000	0,007	P
Salvador	0,9986	0,332	NP	0,0000	0,064	P
São Paulo	0,927	0,453	NP	0,7738	0,146	NP
Vitória	0,8413	0,051	NP	0,0000	0,016	P

Nota: Sazonalidade: Estável significativa para p-valor < 0,001; Móvel significativa para p-valor < 0,05; Identificável: NP- Não Presente, P - Presente

A presença de sazonalidade identificável nas séries ajustadas indiretamente revela que o ajuste de cada um dos itens componentes da série de custo da ração essencial mínima para posterior agregação para a maioria das séries não é capaz de remover totalmente os efeitos sazonais na série de custo total. Algumas das possíveis justificativas para presença de sazonalidade nas séries ajustadas indiretamente são:

- não ajuste de séries de itens que possuem sazonalidade significativa e que não foram ajustadas sazonalmente por falhas no procedimento, como o ocorrido com a série de tomate.

- os movimentos sazonais dos itens de custos que, mesmo quando analisados separadamente apresentam comportamento não significativo, quando somados podem tornar-se significativos.

Analisada a presença de sazonalidade nas séries ajustadas, comparou-se o grau de suavização do ajuste direto e indireto (Tabela 3.6). Nota-se que as séries ajustadas diretamente apresentaram um menor percentual de sazonalidade constante e conseqüentemente um maior grau de suavização. A exceção ficou para a série de São Paulo, em que o ajuste indireto resultou em uma série mais suave. Portanto, o ajuste sazonal direto foi mais eficiente na remoção da sazonalidade e na obtenção de séries mais suaves.

TABELA 3.6 – Testes de grau de suavização nas séries de custo da ração essencial mínima ajustadas direta e indiretamente segundo as principais regiões metropolitanas brasileiras, no período de janeiro de 1995 a dezembro 2005.

	Ajuste direto	Ajuste indireto
Belém	7,9	9,1
Belo Horizonte	10,2	10,3
Brasília	6,5	7,2
Curitiba	9,4	9,9
Florianópolis	9,4	9,8
Fortaleza	14,0	19,0
Goiânia	5,3	6,5
João Pessoa	10,8	13,6
Natal	14,2	14,4
Porto Alegre	8,7	10,7
Recife	15,2	18,5
Rio de Janeiro	8,8	11,1
Salvador	6,9	10,5
São Paulo	5,4	5,3
Vitória	10,7	13,4

3.5- Comparação dos fatores sazonais e do processo gerador

Na Tabela 3.7 e na Figura 3.4, nota-se claramente a presença da sazonalidade, tendo em vista o comportamento distinto entre os meses principalmente em relação ao primeiro e segundo semestre, quando são observados os menores valores. De forma geral, o período de baixa no custo da ração essencial mínima é de abril a setembro, e a elevação de custos é de outubro a março. Observa-se também uma diferença na amplitude dos fatores sazonais.

TABELA 3.7 – Resumo dos principais resultados dos ajuste sazonal para as regiões metropolitanas brasileiras no período de janeiro de 1995 a dezembro 2005.

	Ajuste	Decomposição	Sazonalidade			Fator Sazonal	
			Estável	Móvel	Identificável	Maior	Menor
Belém	Direto	Multiplicativa	P	P	P	Maio	Agosto
Belo Horizonte	Direto	Multiplicativa	P	NP	P	Abril	Setembro
Brasília	Direto	Multiplicativa	P	NP	P	Maio	Agosto
Curitiba	Direto	Multiplicativa	P	NP	P	Abril	Julho
Florianópolis	Direto	Multiplicativa	P	NP	NP	Abril	Janeiro
Fortaleza	Direto	Multiplicativa	P	P	NP	Maio	Setembro
Goiânia	Direto	Multiplicativa	P	NP	P	Abril	Setembro
João Pessoa	Direto	Multiplicativa	P	NP	P	Abril	Setembro
Natal	Direto	Multiplicativa	P	NP	P	Maio	Outubro
Porto Alegre	Direto	Multiplicativa	P	P	NP	Abril	Fevereiro
Recife	Direto	Multiplicativa	P	P	P	Junho	Outubro
Rio de Janeiro	Direto	Multiplicativa	P	P	P	Maio	Setembro
Salvador	Direto	Multiplicativa	P	NP	P	Maio	Outubro
São Paulo	Indireto	Aditiva	P(11)*	P(8)	P(9)	Janeiro	Novembro
Vitória	Direto	Multiplicativa	P	P	P	Abril	Setembro

Nota: * número de itens (séries) componentes da ração essencial mínima que no ajuste indireto apresentaram sazonalidade.

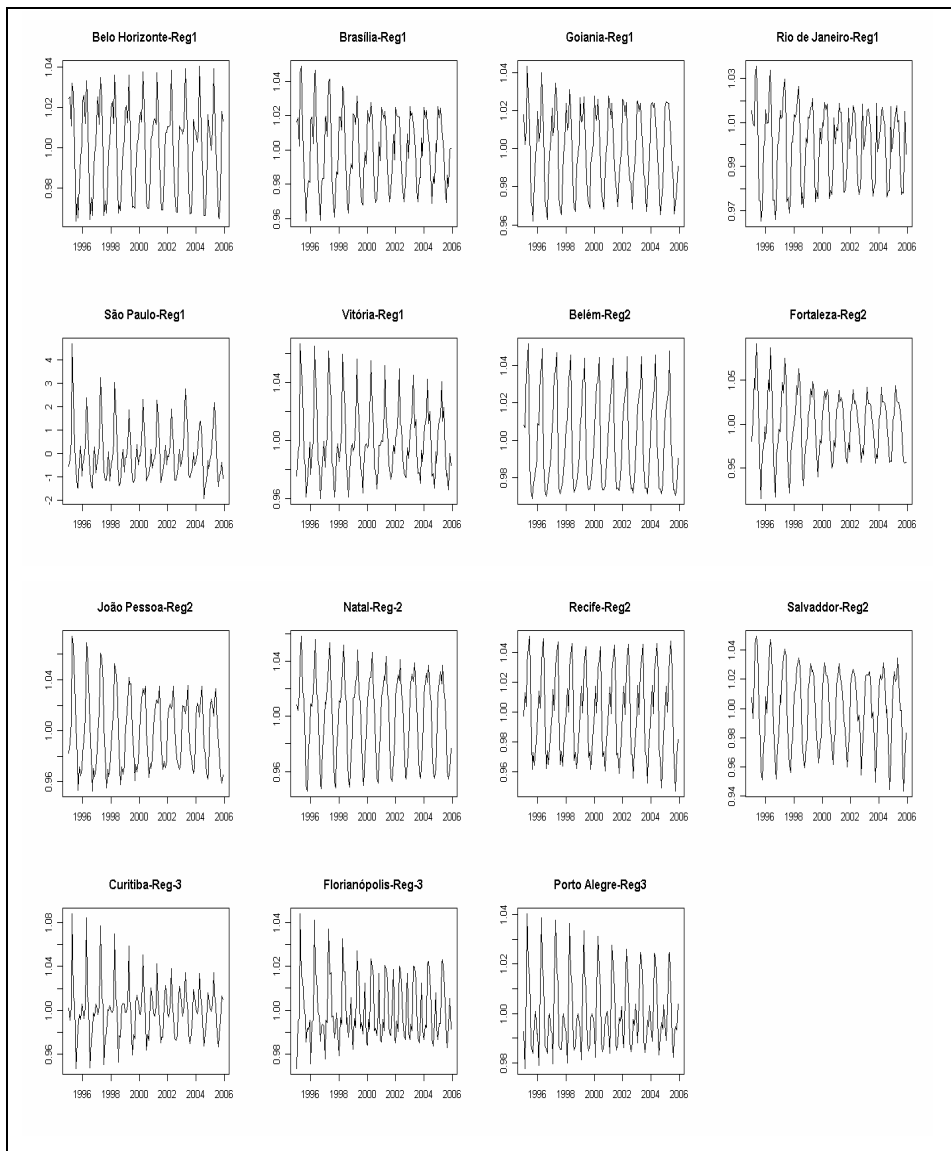


FIGURA 3.4 – Fatores sazonais do custo da ração essencial mínima nas regiões metropolitanas brasileiras, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005.

Os menores índices sazonais foram observados no segundo semestre, principalmente nos meses de setembro e outubro. As exceções foram Brasília (agosto), Curitiba (Julho), Florianópolis (janeiro) e Porto Alegre (fevereiro). Os maiores índices são observados no primeiro semestre, nos meses de abril e maio. As exceções são Recife e São Paulo em que o maior fator sazonal ocorreu nos meses de junho e janeiro, respectivamente.

As alterações dos padrões sazonais de uma região para outra pode ser melhor identificada na análise dos boxplot mensal, segundo as regiões (Figura 3.5). A não coincidência dos boxplot indica diferença do fator sazonal do mês em questão entre as regiões. Diferenças essas que são observadas nos doze meses.

A região metropolitana de São Paulo não foi considerada na análise dos boxplot por assumir a decomposição aditiva e, dessa forma, seus fatores sazonais apresentam comportamento distinto das outras regiões.

No mês de janeiro, observa-se que o fator sazonal das regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Brasília e Goiânia assumem valores maiores que as outras regiões. Em contra partida, Florianópolis assume os menores valores. Já a maior variabilidade é observada em Vitória, Fortaleza e João Pessoa.

Em fevereiro, os fatores sazonais assumem valores maiores que a unidade indicando período de alta de preços. A exceção ficou para as regiões metropolitanas de Curitiba, Florianópolis e Porto Alegre, em que o fator sazonal representa baixa de preços. No mês de março, destaca-se Recife, Curitiba e Florianópolis, com valor inferior a unidade e diferindo de praticamente todas as outras regiões.

Já os meses de abril, maio, junho e julho caracterizam-se como período de alta nos preços, cujos fatores sazonais foram maiores que a unidade. As exceções foram Curitiba, Belo Horizonte, Belém, João Pessoa, Natal e Recife.

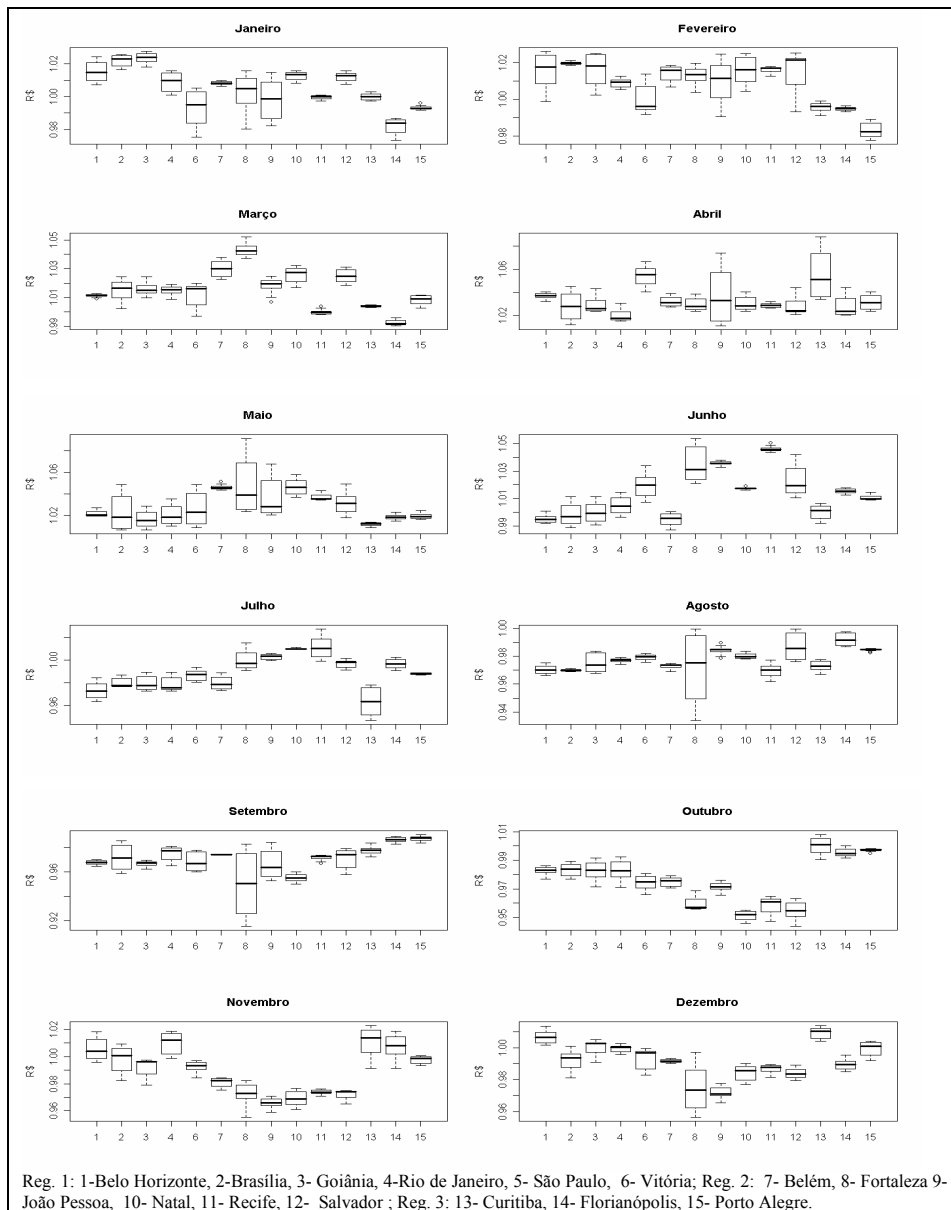


FIGURA 3.5 – Boxplot dos fatores sazonais mensais das regiões metropolitanas brasileiras, no período janeiro de 1995 a dezembro de 2005.

Os meses de agosto, setembro, outubro, novembro e dezembro caracterizam-se como período de baixa nos preços, fatores sazonais menores que a unidade. As exceções são os fatores sazonais de Belo Horizonte, Goiânia, Curitiba e Porto Alegre, no mês de novembro.

É possível também para alguns meses (outubro, novembro) observar que os fatores sazonais da Região 3 em termos de magnitude, assumem valores bem próximos e diferentes daquelas demais regiões.

A análise gráfica dos fatores sazonais e dos índices máximos e mínimos evidencia a ocorrência de diferenças dos fatores sazonais entre as regiões de abrangência (1, 2 e 3) e entre as regiões metropolitanas brasileiras. Essas diferenças regionais também são detectadas através do teste dos postos assinalados de Wilcoxon (1945), em que os fatores sazonais mensais de cada uma das regiões foram comparados entre si. (Tabela A.2.1 do Anexo A.2).

As possíveis justificativas para as diferenças nos fatores sazonais da região essencial mínima em diferentes regiões metropolitana são as diferenças no grau de eficiência das cadeias produtivas e comerciais, traduzidas em menores custos e as políticas públicas específicas interferindo nos preços no atacado e varejo.

Identificada as diferenças dos fatores sazonais regionais, testou-se o processo gerador das séries. Assim, as funções de autocorrelações das séries livre de tendência e sazonalidade foram comparadas pelo teste de Quenouille.

Os testes de igualdade de funções de autocorrelações são reportados na Tabela 3.8. Observar-se que as séries de custo quando retirado o efeito da tendência e da sazonalidade não diferem quanto ao processo gerador (p -valor $>0,05$). As exceções são Fortaleza e Rio de Janeiro, cujo processo gerador, a um nível de significância de 5%, difere de algumas regiões. Fortaleza difere de Brasília, Florianópolis, Salvador e São Paulo. Já o Rio de Janeiro difere de Florianópolis, João Pessoa, Salvador e Vitória.

TABELA 2.8 – Testes de igualdade de funções de autocorrelações de Quenouille das séries de custo da ração essencial mínima das principais regiões metropolitanas brasileiras, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005(p-valor).

	BH	Brasília	Curitiba	Florianópolis	Fortaleza	Goiânia	J Pessoa	Natal	Recife	Salvador	Vitória	Belém	SP	P.Aleg.	R. J
BH	1	0,655	0,990	0,727	0,850	0,830	0,725	0,754	0,935	0,086	0,980	0,351	0,973	0,923	0,931
Brasília	0,655	1	0,579	0,978	0,607	0,823	0,873	0,847	0,731	0,219	0,687	0,758	0,803	0,971	0,599
Curitiba	0,990	0,579	1	0,977	0,619	0,663	0,802	0,984	0,568	0,056	0,996	0,550	0,874	0,503	0,188
Florianópolis	0,727	0,978	0,977	1	0,148	0,965	0,661	0,979	0,663	0,836	0,706	0,677	0,933	0,980	0,464
Fortaleza	0,850	0,607	0,619	0,148	1	0,894	0,389	0,396	0,697	0,035	0,436	0,849	0,757	0,304	0,586
Goiânia	0,830	0,823	0,663	0,965	0,894	1	0,764	0,803	0,741	0,764	0,394	0,920	0,959	0,888	0,543
J. Pessoa	0,725	0,873	0,802	0,661	0,389	0,764	1	0,991	0,904	0,195	0,917	0,362	0,566	0,875	0,706
Natal	0,754	0,847	0,984	0,979	0,396	0,803	0,991	1	0,881	0,622	0,901	0,923	0,891	0,965	0,808
Recife	0,935	0,731	0,568	0,663	0,697	0,741	0,904	0,881	1	0,135	0,375	0,729	0,916	0,885	0,824
Salvador	0,086	0,219	0,056	0,836	0,035	0,764	0,195	0,622	0,135	1	0,062	0,480	0,518	0,795	0,086
Vitória	0,980	0,687	0,996	0,706	0,436	0,394	0,917	0,901	0,375	0,062	1	0,198	0,413	0,499	0,320
Belém	0,351	0,758	0,550	0,677	0,849	0,920	0,362	0,923	0,729	0,480	0,198	1	0,571	0,568	0,198
S.P	0,973	0,803	0,874	0,933	0,757	0,959	0,566	0,891	0,916	0,518	0,413	0,571	1	0,975	0,534
P. Alegre	0,923	0,971	0,503	0,980	0,304	0,888	0,875	0,965	0,885	0,795	0,499	0,568	0,975	1	0,647
R J	0,931	0,599	0,188	0,464	0,586	0,543	0,706	0,808	0,824	0,086	0,320	0,198	0,534	0,647	1

4 CONCLUSÕES

Este trabalho analisou o comportamento sazonal do custo da ração essencial mínima nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Florianópolis, Fortaleza, Goiânia, João Pessoa, Natal, Recife, Salvador, Vitória, Belém, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005.

Os resultados mostraram a presença de padrão sazonal nas quinze séries de custo da ração essencial mínima das regiões metropolitanas brasileiras. É importante ressaltar que, apesar da significância estatística dos padrões sazonais, eles não constituem a maior parcela da oscilação do custo da ração essencial, ficando essa por conta do componente irregular.

Na análise dos itens que compõem o custo da ração essencial mínima observou-se que as regiões com maior ocorrência de itens com sazonalidade foram Goiânia e São Paulo. Os itens que apresentaram identificabilidade de sazonalidade em praticamente todas as regiões foram a carne e o óleo.

O ajuste direto das séries mostrou-se mais eficiente na remoção da sazonalidade apresentando séries mais suaves e com um menor percentual de sazonalidade constante. A exceção foi para a série de São Paulo.

As regiões metropolitanas brasileiras possuem comportamento sazonal distinto mas, não diferem quanto o processo gerador. As exceções foram Fortaleza e Salvador, que possuem processo gerador distinto.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

CAMARGO FILHO, W. P. de; MAZZEI, A. R. Variação estacional de preços de hortaliças e perspectivas no mercado. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 22, n. 9, p. 33-56, set. 1992.

DECRETO-LEI 399. **Diário Oficial da União**, 07, maio de 1938.

DIEESE - Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br/rel/rac/cesta.xml>>. Acesso em: 10 jan. 2006.

FINDLEY, D. F.; MONSELL, B. C.; BELL, W. R.; OTTO, M. C. Y.; CHEN, B. New Capabilities and Methods of the X12ARIMA Seasonal Adjustment Program. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, v. 16, n. 2, p. 127-52, Apr. 1998.

FREITAS, S. M.; AMARAL, A. M. P. Alterações nas variações sazonais dos preços de amendoim nos mercados primário e atacadista, 1990-2001. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 32, n. 5, p. 45-53, maio 2002.

HOFFMANN, R. **Estatística para economistas**. 3. ed. rev. e ampl. São Paulo: Pioneira, 1998. 430 p.

MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F. ; MATINS, V. A. Sazonalidade da cesta de mercado paulistana pós-plano real. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 33, n. 12, p. 41-50, dez. 2003.

LOTHIAN, J.; MORRY, M. **A set of quality control statistics for the X-11 ARIMA seasonal adjustment method**. Statistics Canada. 1978. (Research Paper, n.78-10-005).

R Development Core Team (2006). **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, 1996. Disponível em: <<http://www.R-project.org>>. Acesso em: 10 out. 2006.

QUENOUILLE, M. The comparison of correlations in time-series. **Journal Royal Statistics Society Serie B**, London, v. 20, n. 1, p. 158-164, 1958.

SUEYOSH, M. L. S.; PINO, F. A.; FRANCISCO, V. L. S.; CEZAR, S. A. G. Ajustamento sazonal e modelagem de dispêndio com alimentação na cidade de

São Paulo, 1974-90. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 29-42, 1992.

WILCOXON, F. Individual comparisons by ranking methods. **Biometric Bulletin**, Washington, v. 1, n. 1, p. 80-83, 1945.

ANEXOS A.3

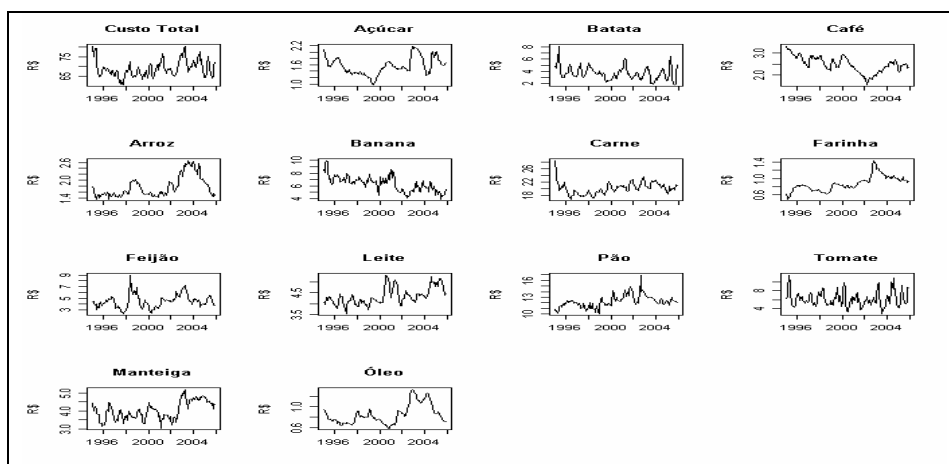


FIGURA A.2.1 - Comportamento do custo da ração essencial mínima e de seus componentes para a região metropolitana de Belém, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (IPCA, preços de janeiro de 1995).

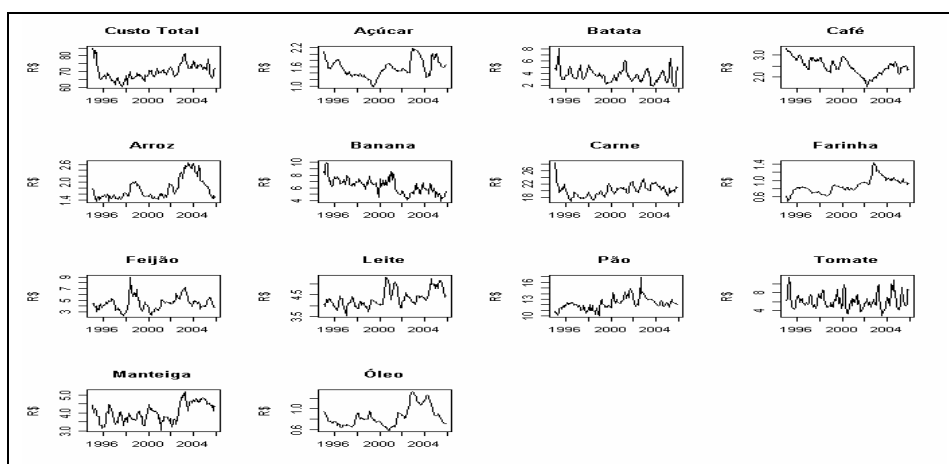


FIGURA A.2.2 - Comportamento do custo da ração essencial mínima e de seus componentes para a região metropolitana de Belo Horizonte, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (IPCA, preços de janeiro de 1995).

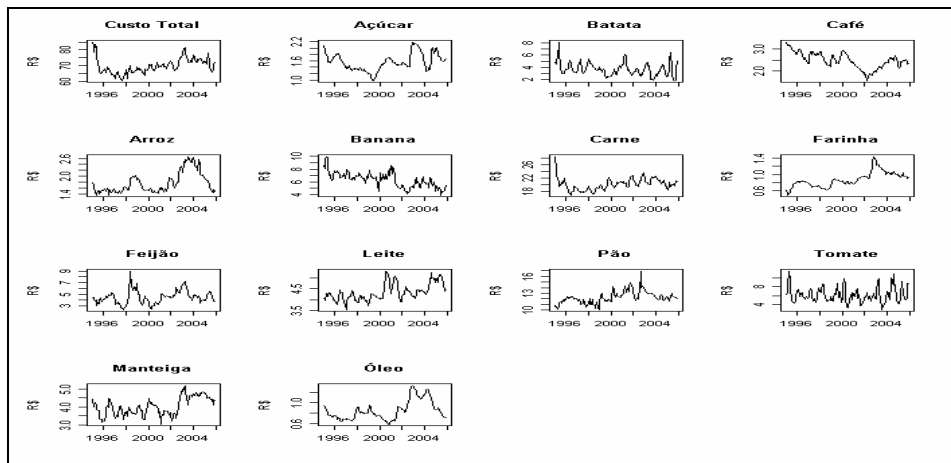


FIGURA A.2.3 - Comportamento do custo da ração essencial mínima e de seus componentes para a região metropolitana de Brasília, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (IPCA, preços de janeiro de 1995).

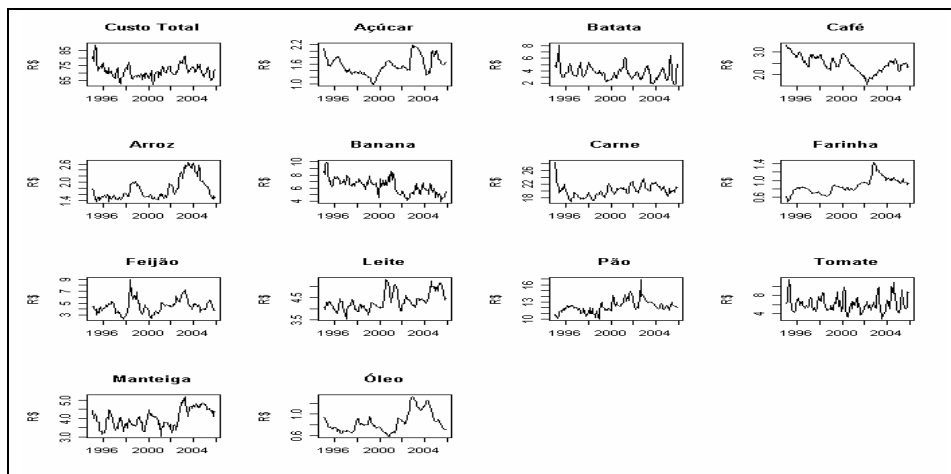


FIGURA A.2.4 - Comportamento do custo da ração essencial mínima e de seus componentes para a região metropolitana de Curitiba, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (IPCA, preços de janeiro de 1995).

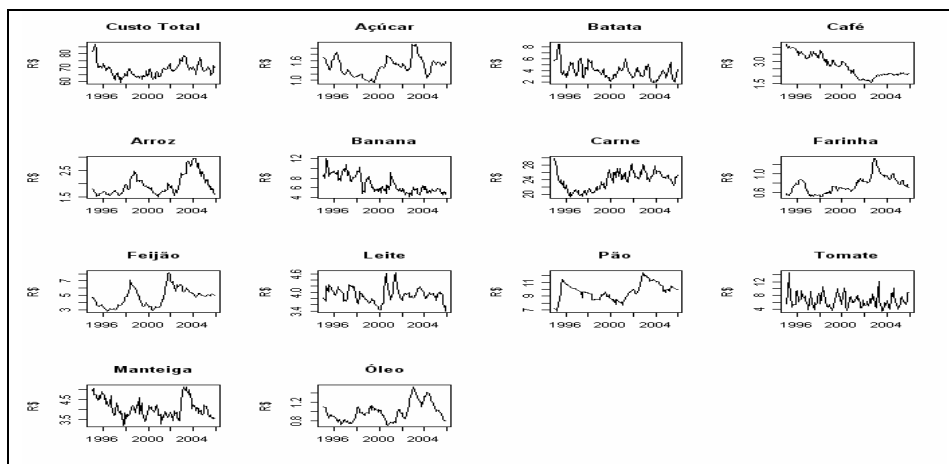


FIGURA A.2.5 - Comportamento do custo da ração essencial mínima e de seus componentes para a região metropolitana de Florianópolis, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (IPCA, preços de janeiro de 1995).

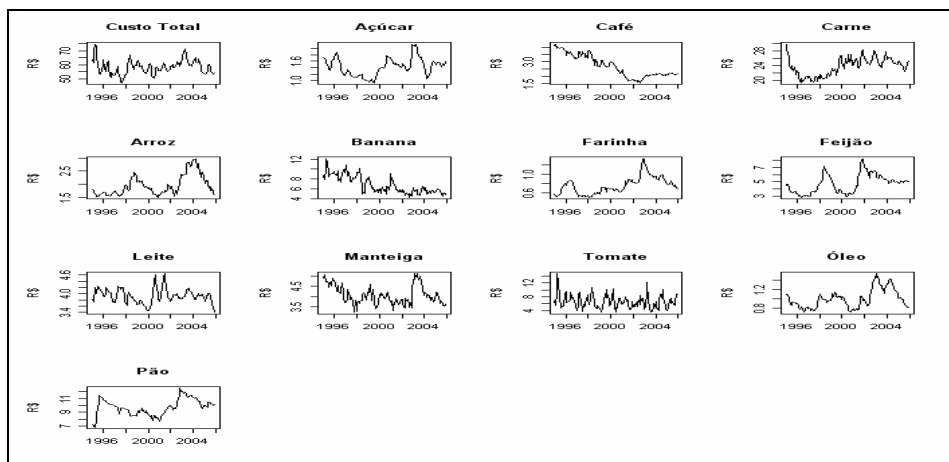


FIGURA A.2.6 - Comportamento do custo da ração essencial mínima e de seus componentes para a região metropolitana de Fortaleza, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (IPCA, preços de janeiro de 1995).

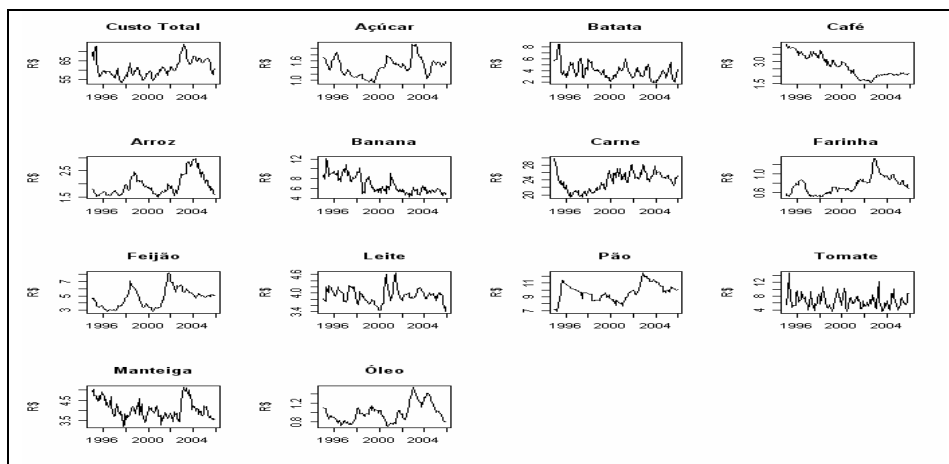


FIGURA A.2.7 - Comportamento do custo da ração essencial mínima e de seus componentes para a região metropolitana de Goiânia, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (IPCA, preços de janeiro de 1995).

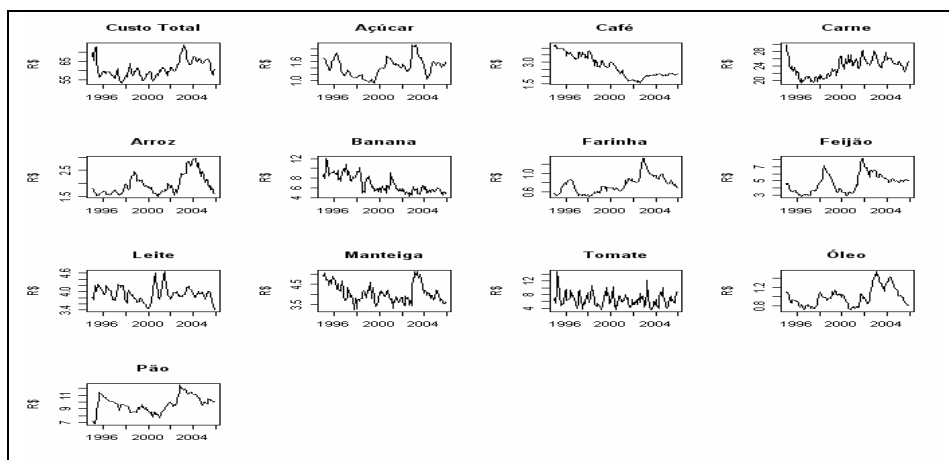


FIGURA A.2.8 - Comportamento do custo da ração essencial mínima e de seus componentes para a região metropolitana de João Pessoa, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (IPCA, preços de janeiro de 1995).

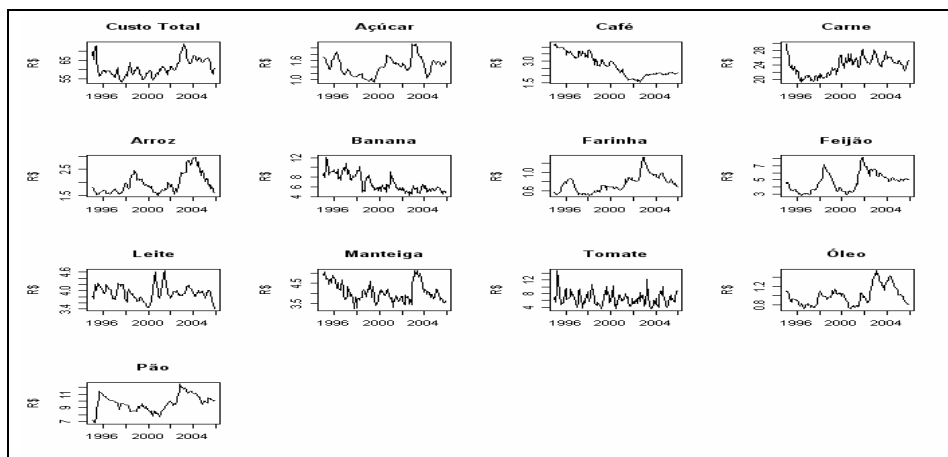


FIGURA A.2.9 - Comportamento do custo da ração essencial mínima e de seus componentes para a região metropolitana de Natal, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (IPCA, preços de janeiro de 1995).

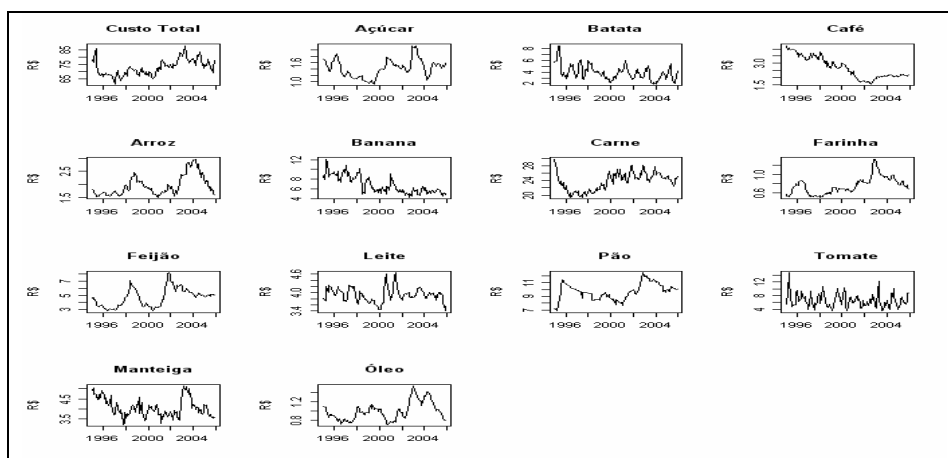


FIGURA A.2.10 - Comportamento do custo da ração essencial mínima e de seus componentes para a região metropolitana de Porto Alegre, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (IPCA, preços de janeiro de 1995).

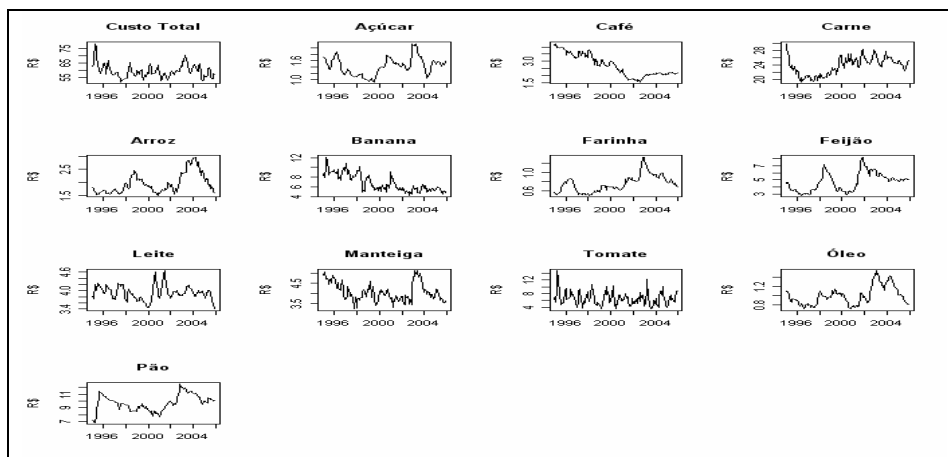


FIGURA A.2.11 - Comportamento do custo da ração essencial mínima e de seus componentes para a região metropolitana do Recife, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (IPCA, preços de janeiro de 1995).

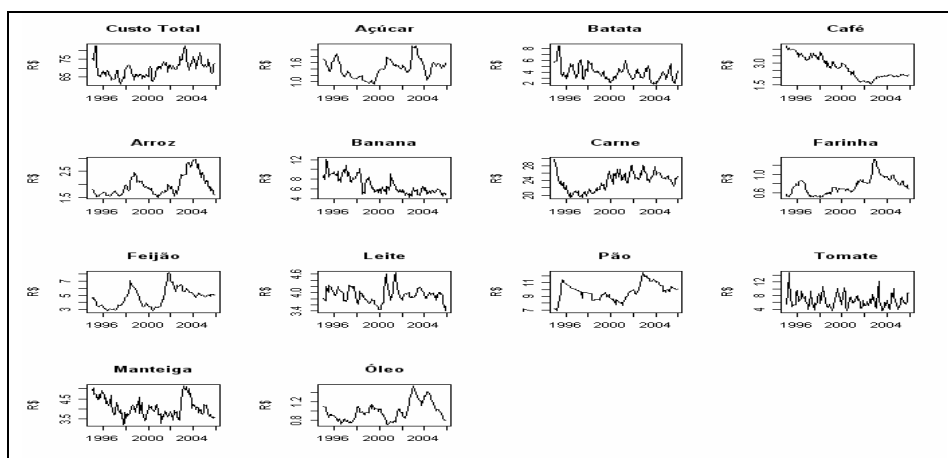


FIGURA A.2.12 - Comportamento do custo da ração essencial mínima e de seus componentes para a região metropolitana do Rio de Janeiro, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (IPCA, preços de janeiro de 1995).

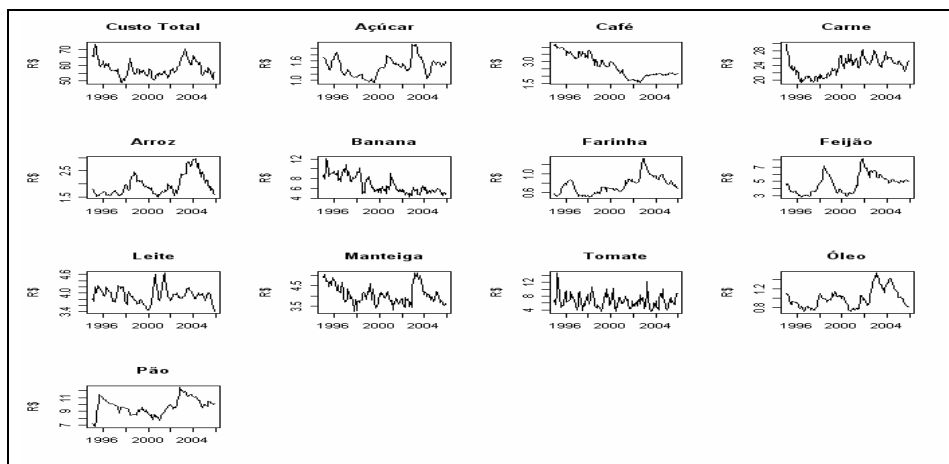


FIGURA A.2.13 - Comportamento do custo da ração essencial mínima e de seus componentes para a região metropolitana de Salvador, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (IPCA, preços de janeiro de 1995).

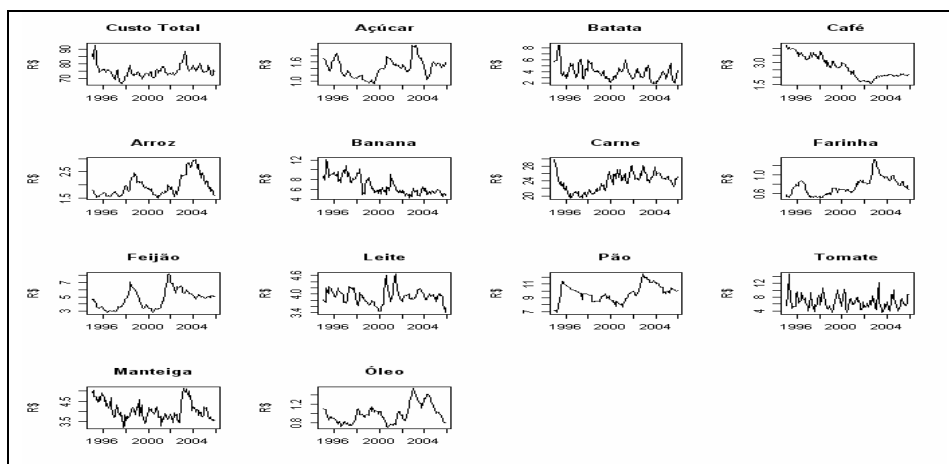


FIGURA A.2.14 - Comportamento do custo da ração essencial mínima e de seus componentes para a região metropolitana de São Paulo, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (IPCA, preços de janeiro de 1995).

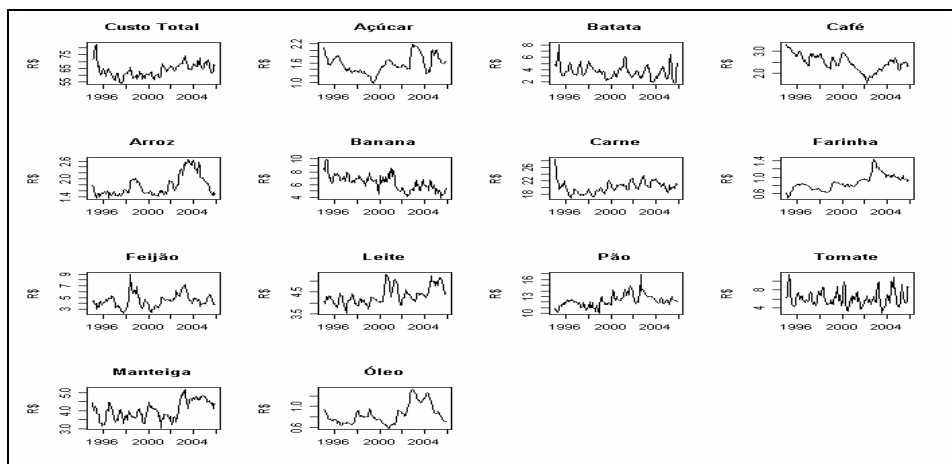


FIGURA A.2.15 - Comportamento do custo da ração essencial mínima e de seus componentes para a região metropolitana de Vitória, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (IPCA, preços de janeiro de 1995).

TABELA A.2.1 – Testes dos postos assinalados de Wilcoxon para igualdade dos fatores sazonais mensais entre as regiões metropolitanas, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 (p-valor).

	Belém	B. Horizonte	Brasília	Florianópolis	Goiânia	J. Pessoa	Natal	P. Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo	Vitória	
Janeiro	Belém	-	0,010	0,000	0,000	0,300	0,748	0,000	0,000	0,000	0,002	0,002	0,076	
	B. Horizonte	0,010	-	0,171	0,000	0,193	0,004	0,847	0,000	0,000	0,019	0,193	0,004	0,002
	Brasília	0,000	0,171	-	0,000	0,949	0,000	0,439	0,000	0,000	0,000	0,005	0,000	0,000
	Florianópolis	0,000	0,000	0,000	-	0,000	0,047	0,101	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,116
	Goiânia	0,300	0,193	0,949	0,000	-	0,000	0,519	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000	0,000
	J. Pessoa	0,748	0,004	0,000	0,047	0,000	-	0,439	0,652	0,748	0,300	0,023	0,519	0,519
	Natal	0,000	0,847	0,439	0,101	0,519	0,439	-	0,300	0,519	0,797	1,000	0,699	0,217
	P. Alegre	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,652	0,300	-	0,000	0,000	0,000	0,000	0,870
	Recife	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,748	0,519	0,000	-	0,023	0,000	0,056	0,519
	Rio de Janeiro	0,002	0,019	0,000	0,000	0,000	0,300	0,797	0,000	0,023	-	0,016	0,217	0,116
	Salvador	0,002	0,193	0,005	0,000	0,002	0,023	1,000	0,000	0,000	0,016	-	0,000	0,001
	São Paulo	0,002	0,004	0,000	0,000	0,000	0,519	0,699	0,000	0,056	0,217	0,000	-	0,300
	Vitória	0,076	0,002	0,000	0,116	0,000	0,519	0,217	0,870	0,519	0,116	0,001	0,300	-
Fevereiro	Belém	-	0,439	0,101	0,000	0,949	0,949	0,562	0,000	0,013	0,000	0,519	0,000	0,000
	B. Horizonte	0,439	-	0,243	0,008	0,365	0,270	0,748	0,000	0,270	0,133	0,270	0,002	0,004
	Brasília	0,101	0,243	-	0,000	0,439	0,652	0,217	0,000	0,847	0,133	0,300	0,000	0,007
	Florianópolis	0,000	0,008	0,000	-	0,000	0,034	0,000	0,000	0,000	0,019	0,300	0,699	0,000
	Goiânia	0,949	0,365	0,439	0,000	-	0,949	0,365	0,000	0,652	0,116	0,949	0,000	0,004
	J. Pessoa	0,949	0,270	0,652	0,034	0,949	-	0,365	0,000	0,562	0,243	0,949	0,034	0,028
	Natal	0,562	0,748	0,217	0,000	0,365	0,365	-	0,000	0,270	0,065	0,332	0,000	0,002
	P. Alegre	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Recife	0,013	0,270	0,847	0,000	0,652	0,562	0,270	0,000	-	0,000	0,243	0,000	0,008
	Rio de Janeiro	0,000	0,133	0,133	0,000	0,116	0,243	0,065	0,000	0,000	-	0,116	0,000	0,101
	Salvador	0,519	0,270	0,300	0,019	0,949	0,949	0,332	0,000	0,243	0,116	-	0,005	0,007
	São Paulo	0,000	0,002	0,000	0,300	0,000	0,034	0,000	0,000	0,000	0,000	0,005	-	0,949
	Vitória	0,000	0,004	0,007	0,699	0,004	0,028	0,002	0,000	0,008	0,101	0,007	0,949	-

Continua...

...Continuação

	Belém	B. Horizonte	Brasília	Florianópolis	Goiânia	J. Pessoa	Natal	P. Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo	Vitória	
Março	Belém	-	0,000	0,000	0,000	0,000	0,401	0,000	0,000	0,000	0,008	0,000	0,000	
	B. Horizonte	0,000	-	0,898	0,000	0,699	0,088	0,005	0,010	0,000	0,000	0,300	0,949	
	Brasília	0,000	0,898	-	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
	Florianópolis	0,000	0,000	0,000	-	0,056	0,015	0,000	0,016	0,000	0,332	0,040	0,047	0,101
	Goiânia	0,000	0,699	0,000	0,056	-	0,478	0,019	0,008	0,000	0,010	0,003	0,270	0,652
	J. Pessoa	0,401	0,088	0,000	0,015	0,478	-	0,056	0,016	0,000	0,332	0,040	0,047	0,101
	Natal	0,000	0,005	0,000	0,000	0,019	0,056	-	0,000	0,000	0,300	0,699	0,002	0,008
	P. Alegre	0,000	0,010	0,000	0,016	0,008	0,016	0,000	-	0,000	0,000	0,000	0,023	0,193
	Recife	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-	0,000	0,000	0,000	0,013
	Rio de Janeiro	0,000	0,000	0,000	0,332	0,010	0,332	0,300	0,000	0,000	-	0,300	0,000	0,003
	Salvador	0,008	0,000	0,000	0,040	0,003	0,040	0,699	0,000	0,000	0,300	-	0,000	0,001
	São Paulo	0,000	0,300	0,000	0,047	0,270	0,047	0,002	0,023	0,000	0,000	0,000	-	0,519
	Vitória	0,000	0,949	0,000	0,101	0,652	0,101	0,008	0,193	0,013	0,003	0,001	0,519	-
Abril	Belém	-	0,000	0,401	0,300	0,007	0,748	0,748	0,000	1,000	0,000	0,101	0,000	0,000
	B. Horizonte	0,000	-	0,001	0,023	0,000	0,478	1,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000	0,040
	Brasília	0,401	0,001	-	0,478	0,949	0,606	0,133	0,949	0,439	0,401	0,567	1,000	0,000
	Florianópolis	0,300	0,023	0,478	-	0,365	0,519	0,040	0,332	0,243	0,797	0,365	0,478	0,001
	Goiânia	0,007	0,000	0,949	0,365	-	0,748	0,365	0,606	0,004	0,008	0,300	0,401	0,000
	J. Pessoa	0,748	0,478	0,606	0,519	0,748	-	0,439	0,748	0,847	0,332	0,652	0,748	0,116
	Natal	0,748	1,000	0,133	0,040	0,365	0,439	-	0,365	0,748	0,133	0,519	0,300	0,365
	P. Alegre	0,000	0,000	0,949	0,332	0,606	0,748	0,365	-	0,000	0,007	0,300	0,034	0,000
	Recife	1,000	0,000	0,439	0,243	0,004	0,847	0,748	0,000	-	0,000	0,151	0,000	0,000
	Rio de Janeiro	0,000	0,000	0,401	0,797	0,008	0,332	0,133	0,007	0,000	-	0,047	0,028	0,000
	Salvador	0,101	0,002	0,567	0,365	0,300	0,652	0,519	0,300	0,151	0,047	-	0,332	0,000
	São Paulo	0,000	0,000	1,000	0,478	0,401	0,748	0,300	0,034	0,000	0,028	0,332	-	0,000
	Vitória	0,000	0,040	0,000	0,001	0,000	0,116	0,365	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-

...Continuação

	Belém	B. Horizonte	Brasília	Florianópolis	Goiânia	J. Pessoa	Natal	P. Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo	Vitória	
Maio	Belém	-	0,000	0,040	0,000	0,000	0,478	0,300	0,000	1,000	0,008	0,300	0,001	0,133
	B. Horizonte	0,000	-	0,748	0,171	0,116	0,000	0,000	0,013	0,000	0,000	0,000	0,519	0,300
	Brasília	0,040	0,748	-	0,898	0,847	0,056	0,008	0,748	0,076	0,365	0,101	0,898	0,439
	Florianópolis	0,000	0,171	0,898	-	0,606	0,001	0,000	0,101	0,000	0,001	0,000	0,797	0,797
	Goiânia	0,000	0,116	0,847	0,606	-	0,013	0,000	0,898	0,000	0,034	0,007	0,797	0,847
	J. Pessoa	0,478	0,000	0,056	0,001	0,013	-	0,116	0,000	0,439	0,365	0,898	0,016	0,171
	Natal	0,300	0,000	0,008	0,000	0,000	0,116	-	0,000	0,748	0,007	0,065	0,001	0,023
	P. Alegre	0,000	0,013	0,748	0,101	0,898	0,000	0,000	-	0,000	0,000	0,000	0,606	0,748
	Recife	1,000	0,000	0,076	0,000	0,000	0,439	0,748	0,000	-	0,000	0,300	0,000	0,243
	Rio de Janeiro	0,008	0,000	0,365	0,001	0,034	0,365	0,007	0,000	0,000	-	0,193	0,065	0,699
	Salvador	0,300	0,000	0,101	0,000	0,007	0,898	0,065	0,000	0,300	0,193	-	0,010	0,332
	São Paulo	0,001	0,519	0,898	0,797	0,797	0,016	0,001	0,606	0,000	0,065	0,010	-	0,562
	Vitória	0,133	0,300	0,439	0,797	0,847	0,171	0,023	0,748	0,243	0,699	0,332	0,562	-
Junho	Belém	-	0,151	0,949	0,000	0,217	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,023	0,000
	B. Horizonte	0,151	-	0,133	0,000	0,023	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,005	0,000
	Brasília	0,949	0,133	-	0,005	0,332	0,000	0,001	0,002	0,000	0,040	0,000	0,365	0,000
	Florianópolis	0,000	0,000	0,005	-	0,023	0,000	0,133	0,401	0,000	0,116	0,040	0,001	0,101
	Goiânia	0,217	0,023	0,332	0,023	-	0,000	0,004	0,128	0,000	0,243	0,001	0,898	0,002
	J. Pessoa	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-	0,004	0,000	0,000	0,000	0,065	0,000	0,010
	Natal	0,000	0,000	0,001	0,133	0,004	0,004	-	0,365	0,000	0,004	0,439	0,000	0,652
	P. Alegre	0,000	0,000	0,002	0,401	0,128	0,000	0,365	-	0,000	0,016	0,151	0,000	0,300
	Recife	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-	0,000	0,000	0,000	0,000
	Rio de Janeiro	0,001	0,000	0,040	0,116	0,243	0,000	0,004	0,016	0,000	-	0,002	0,076	0,004
	Salvador	0,000	0,000	0,000	0,040	0,001	0,065	0,439	0,151	0,000	0,002	-	0,000	0,748
	São Paulo	0,023	0,005	0,365	0,001	0,898	0,000	0,000	0,000	0,000	0,076	0,000	-	0,000
	Vitória	0,000	0,000	0,000	0,101	0,002	0,010	0,652	0,300	0,000	0,004	0,748	0,000	-

Continua...

...Continuação

	Belém	B. Horizonte	Brasília	Florianópolis	Goiânia	J. Pessoa	Natal	P. Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo	Vitória	
Julho	Belém	-	0,016	0,478	0,652	0,332	0,000	0,000	0,000	0,000	0,652	0,000	0,151	0,101
	B. Horizonte	0,016	-	0,028	0,088	0,034	0,000	0,000	0,000	0,000	0,028	0,000	0,003	0,003
	Brasília	0,478	0,028	-	1,000	0,652	0,000	0,000	0,076	0,000	0,797	0,000	0,243	0,243
	Florianópolis	0,652	0,088	1,000	-	0,519	0,000	0,000	0,270	0,000	0,562	0,000	0,562	0,606
	Goiânia	0,332	0,034	0,652	0,519	-	0,000	0,000	0,000	0,000	0,949	0,000	0,034	0,016
	J. Pessoa	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-	0,007	0,000	0,010	0,000	0,004	0,000	0,000
	Natal	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,007	-	0,000	0,898	0,000	0,000	0,000	0,000
	P. Alegre	0,000	0,000	0,076	0,270	0,000	0,000	0,000	-	0,000	0,000	0,000	0,076	0,076
	Recife	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,010	0,898	0,000	-	0,000	0,000	0,000	0,000
	Rio de Janeiro	0,652	0,028	0,797	0,562	0,949	0,000	0,000	0,000	0,000	-	0,000	0,171	0,133
	Salvador	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,004	0,000	0,000	0,000	0,000	-	0,000	0,000
	São Paulo	0,151	0,003	0,243	0,562	0,034	0,000	0,000	0,076	0,000	0,171	0,000	-	0,847
	Vitória	0,101	0,003	0,243	0,606	0,016	0,000	0,000	0,076	0,000	0,133	0,000	0,847	-
Agosto	Belém	-	0,652	0,439	0,000	0,699	0,000	0,000	0,000	0,000	0,193	0,000	0,000	0,000
	B. Horizonte	0,652	-	0,401	0,000	0,065	0,000	0,001	0,000	0,332	0,171	0,000	0,000	0,000
	Brasília	0,439	0,401	-	0,000	0,193	0,000	0,005	0,000	0,171	0,401	0,001	0,000	0,005
	Florianópolis	0,000	0,000	0,000	-	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,008	0,001	0,000
	Goiânia	0,699	0,065	0,193	0,000	-	0,000	0,192	0,000	0,001	0,652	0,001	0,000	0,016
	J. Pessoa	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-	0,001	1,000	0,000	0,000	1,000	0,847	0,005
	Natal	0,000	0,001	0,005	0,000	0,192	0,001	-	0,001	0,000	0,003	0,056	0,003	0,606
	P. Alegre	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000	0,001	-	0,000	0,000	0,949	1,000	0,004
	Recife	0,000	0,332	0,171	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	-	0,002	0,000	0,000	0,000
	Rio de Janeiro	0,193	0,171	0,401	0,000	0,652	0,000	0,003	0,000	0,002	-	0,000	0,000	0,000
	Salvador	0,000	0,000	0,001	0,008	0,001	1,000	0,056	0,949	0,000	0,000	-	0,949	0,101
	São Paulo	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,847	0,003	1,000	0,000	0,000	0,949	-	0,005
	Vitória	0,000	0,000	0,005	0,000	0,016	0,005	0,606	0,004	0,000	0,000	0,101	0,005	-

Continua...

...Continuação

	Belém	B. Horizonte	Brasília	Florianópolis	Goiânia	J. Pessoa	Natal	P. Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo	Vitória	
Setembro	Belém	-	0,270	0,562	0,000	0,000	0,151	0,000	0,000	0,949	0,116	0,847	0,000	0,332
	B. Horizonte	0,270	-	0,243	0,478	0,010	0,010	0,002	0,116	0,133	0,365	0,065	0,699	0,016
	Brasília	0,562	0,243	-	0,000	0,128	0,076	0,002	0,000	0,439	0,519	0,270	0,000	0,065
	Florianópolis	0,000	0,478	0,000	-	0,000	0,000	0,010	0,000	0,000	0,000	0,000	0,217	0,000
	Goiânia	0,000	0,010	0,128	0,000	-	0,439	0,243	0,000	0,004	0,001	0,151	0,000	0,949
	J. Pessoa	0,151	0,010	0,076	0,000	0,439	-	0,133	0,000	0,151	0,047	0,217	0,000	0,270
	Natal	0,000	0,002	0,002	0,000	0,243	0,133	-	0,000	0,002	0,001	0,010	0,000	0,056
	P. Alegre	0,000	0,116	0,000	0,010	0,000	0,000	0,000	-	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000
	Recife	0,949	0,133	0,439	0,000	0,004	0,151	0,002	0,000	-	0,065	0,797	0,000	0,365
	Rio de Janeiro	0,116	0,365	0,519	0,000	0,001	0,047	0,001	0,000	0,065	-	0,133	0,000	0,034
	Salvador	0,847	0,065	0,270	0,000	0,151	0,217	0,010	0,000	0,797	0,133	-	0,000	0,847
	São Paulo	0,000	0,699	0,000	0,217	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	-	0,000
Vitória	0,332	0,016	0,065	0,000	0,949	0,270	0,056	0,000	0,365	0,034	0,847	0,000	-	
Outubro	Belém	-	0,001	0,000	0,000	0,065	0,000	0,000	0,000	0,000	0,748	0,000	0,000	0,562
	B. Horizonte	0,001	-	0,101	0,439	0,028	0,000	0,000	0,797	0,000	0,001	0,000	0,748	0,000
	Brasília	0,000	0,101	-	0,000	0,562	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000
	Florianópolis	0,000	0,439	0,000	-	0,000	0,000	0,000	0,040	0,000	0,000	0,000	0,003	0,000
	Goiânia	0,065	0,028	0,562	0,000	-	0,007	0,000	0,000	0,000	0,040	0,000	0,000	0,019
	J. Pessoa	0,000	0,000	0,000	0,000	0,007	-	0,000	0,000	0,000	0,023	0,000	0,000	0,151
	Natal	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-	0,000	0,016	0,000	0,101	0,000	0,000
	P. Alegre	0,000	0,797	0,000	0,040	0,000	0,000	0,000	-	0,000	0,000	0,000	0,056	0,000
	Recife	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,016	0,000	-	0,000	0,217	0,000	0,000
	Rio de Janeiro	0,748	0,001	0,001	0,000	0,040	0,023	0,000	0,000	0,000	-	0,000	0,000	0,519
	Salvador	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,101	0,000	0,217	0,000	-	0,000	0,000
	São Paulo	0,000	0,748	0,000	0,003	0,000	0,000	0,000	0,056	0,000	0,000	0,000	-	0,000
Vitória	0,562	0,000	0,000	0,000	0,019	0,151	0,000	0,000	0,000	0,519	0,000	0,000	-	

Continua...

...Continuação

	Belém	B. Horizonte	Brasília	Florianópolis	Goiânia	J. Pessoa	Natal	P. Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo	Vitória	
Novembro	Belém	-	0,000	0,000	0,000	0,010	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
	B. Horizonte	0,000	-	0,606	0,007	0,019	0,000	0,000	0,401	0,000	0,013	0,000	0,047	0,013
	Brasília	0,000	0,606	-	0,016	0,034	0,000	0,000	0,193	0,000	0,047	0,000	0,076	0,040
	Florianópolis	0,000	0,007	0,016	-	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000	0,365	0,000	0,000	0,000
	Goiânia	0,010	0,019	0,034	0,000	-	0,000	0,000	0,040	0,000	0,000	0,000	0,478	0,652
	J. Pessoa	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-	0,013	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Natal	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,013	-	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	P. Alegre	0,000	0,401	0,193	0,002	0,040	0,000	0,000	-	0,000	0,002	0,000	0,101	0,028
	Recife	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-	0,000	0,300	0,000	0,000
	Rio de Janeiro	0,000	0,013	0,047	0,365	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000	-	0,000	0,000	0,000
	Salvador	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,300	0,000	-	0,000	0,000
	São Paulo	0,000	0,047	0,076	0,000	0,478	0,000	0,000	0,101	0,000	0,000	0,000	-	0,562
	Vitória	0,000	0,013	0,040	0,000	0,652	0,000	0,000	0,028	0,000	0,000	0,000	0,562	-
Dezembro	Belém	-	0,016	0,217	0,699	0,000	0,000	0,000	0,004	0,000	0,606	0,000	0,000	0,478
	B. Horizonte	0,016	-	0,562	0,005	0,001	0,000	0,000	0,088	0,000	0,016	0,000	0,699	0,949
	Brasília	0,217	0,562	-	0,243	0,001	0,000	0,000	0,040	0,000	0,332	0,000	0,401	0,748
	Florianópolis	0,699	0,005	0,243	-	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000	0,748	0,000	0,000	0,439
	Goiânia	0,000	0,001	0,001	0,000	-	0,000	0,000	1,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,001
	J. Pessoa	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-	0,116	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Natal	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,116	-	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000	0,000
	P. Alegre	0,004	0,088	0,040	0,002	1,000	0,000	0,000	-	0,000	0,003	0,000	0,151	0,056
	Recife	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-	0,000	0,439	0,000	0,001
	Rio de Janeiro	0,606	0,016	0,332	0,748	0,000	0,000	0,000	0,003	0,000	-	0,000	0,005	0,300
	Salvador	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000	0,439	0,000	-	0,000	0,001
	São Paulo	0,000	0,699	0,401	0,000	0,002	0,000	0,000	0,151	0,000	0,005	0,000	-	0,797
	Vitória	0,478	0,949	0,748	0,439	0,001	0,000	0,000	0,056	0,001	0,300	0,001	0,797	-

CAPÍTULO 4

**Sazonalidade do custo da ração essencial mínima nas regiões
metropolitana de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio
de Janeiro, antes e após o Plano Real**

RESUMO

FERRAZ, Marcelo Inácio Ferreira. **Sazonalidade do custo da ração essencial mínima nas regiões metropolitana de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, antes e após o Plano Real.** 2005. Cap. 4, p. 157-187. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agropecuária) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.*

Este estudo tem por objetivo verificar se os fatores sazonais das séries do custo da ração essencial mínima das regiões metropolitanas de São Paulo, Belo Horizonte, Porto Alegre e Rio de Janeiro, sofreram alterações com a estabilização da economia. Como procedimento de ajuste sazonal utilizou-se o X-12-ARIMA. O estudo cobre o período de janeiro de 1983 a dezembro de 2005. Optou-se por dividir os dados em três períodos: série completa, período anterior ao Plano Real (janeiro de 1983 a junho de 1994) e o período posterior ao Plano Real (julho de 1994 a dezembro de 2005). A análise da série completa não identificou a presença de sazonalidade estável apenas na série de Porto Alegre, porém a mesma não se mostrou identificável em todas as quatro regiões metropolitanas. Para o período de janeiro de 1983 a dezembro de 1994, os resultados não apontaram a presença de sazonalidade estável apenas em Belo Horizonte. Porém, o teste combinado não identificou a presença de sazonalidade identificável no custo da ração essencial mínima apenas no Rio de Janeiro. Para o período de estabilização econômica (janeiro de 1995 a dezembro de 2005), os testes indicaram presença de sazonalidade estável significativa e identificável, para todas as regiões metropolitanas. Comparando-se então os fatores sazonais e os resultados obtidos para o período anterior e posterior ao Plano Real foram observadas as seguintes alterações: alteração dos fatores sazonais máximos e mínimos, que passaram a ocorrer em agosto e abril e a sazonalidade, passou a ser identificável em todas as séries. Concluiu-se que a estabilização da economia provocou alteração dos fatores sazonais das séries de custo da ração essencial mínima para as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro.

Palavras-chave: ajustamento sazonal, ração essencial mínima, estabilização econômica.

* Comitê Orientador: Thelma Sáfiadi - UFLA (Orientador), Augusto Ramalho de Moraes - UFLA.

ABSTRACT

FERRAZ, Marcelo Inácio Ferreira. **Seasonality of the minimal essential ration cost in metropolitan regions of belo horizonte, são paulo, porto alegre, and rio de janeiro before and after the “plano real”**. 2005. Chapt. 4, p. 157-187 Thesis (Doctor Degree in Statistics and Agricultural Experimentation) – Federal University of Lavras, Lavras, Minas Gerais, Brazil.*

This study has the objective of verifying if the seasonal factors of the series of the minimal essential ration cost in the metropolitan regions of São Paulo, Belo Horizonte, Porto Alegre, and Rio de Janeiro suffered alterations with the economy stability. The X-12-ARIMA as seasonal adjustment procedure was used. The study covers the period from Janeiro 1983 to December 2005. Data were divided into three periods: complete series; period prior to Plano Real (Janeiro 1983 to June 1994 and the period posterior to “Plano Real” (July 1994 to December 2005). The complete series analysis did not identify the presence of stable seasonality only in Porto Alegre series, although it was not identifiable in all the four others metropolitan regions. To the period of January 1983 to December 1994, the results did not show the presence of stable seasonality only in Belo Horizonte. However, the combined test did not identify the presence of identifiable seasonality in the cost of the minimal essential ration only in Rio de Janeiro. To the economic stability period (January 1995 to December 2005), the tests indicated the presence of significant and identifiable stable seasonality for all metropolitan regions. Then, making a comparison of the seasonal factors and the obtained results to the period prior and posterior to the “Plano Real” the following alterations were observed: alteration of the minimal and maximum seasonal factors which happened in August and April, and the seasonality became identifiable in all the series. As a conclusion, the economy stability caused an alteration in the seasonal factors of the series of costs of the minimal essential ration to the metropolitan regions of Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre, and Rio de Janeiro.

Key words: seasonal adjustment, minimum essential ration, economic stability.

* Guidance Committee: Thelma Sáfyadi – UFLA (Major Professor), Augusto Ramalho de Moraes - UFLA.

1 INTRODUÇÃO

Os preços de diversos produtos alimentícios são afetados por oscilações estacionais ou sazonais, existentes nos preços recebidos pelos produtores decorrentes basicamente de características biológicas (para produtos agropecuários), pelas expectativas dos agentes na comercialização e da influência de políticas governamentais sobre os sub-setores produtivos. Porém, na economia brasileira esses preços também foram fortemente afetados pelo processo inflacionário das últimas décadas e pelos diversos planos de estabilização adotados.

A história da economia brasileira foi marcada nas últimas décadas pelo processo inflacionário que, segundo Pastore & Pinotti (1999), era provocada pela combinação de déficits públicos elevados, indexação generalizada de preços e salários e a passividade monetária. Foram implementados diversos planos de estabilização: plano Cruzado I (fevereiro de 1986), Cruzado II (junho de 1987), Verão I (janeiro de 1989), Verão II (maio de 1989), Collor I (março de 1990), Collor II (janeiro de 1991) e o Real (julho de 1994). A unidade monetária passou de cruzeiro para cruzado, cruzado novo, cruzeiro, cruzeiro real e finalmente o real.

Esses planos procuram recompor tarifas e salários e combater a inflação, mantendo a atratividade dos ativos financeiros, via monitoração de taxas de juros, alguns com congelamento e até mesmo confisco de dinheiro e de aplicações financeiras.

Segundo Ribeiro (1997), em períodos de inflação ascendente observa-se que os preços dos alimentos industrializados crescem mais que os preços de produtos agropecuários, já que os setores oligopolizados são capazes de elevar seus preços de forma mais rápida procurando compensar os efeitos da inflação. Entretanto, quando ocorre uma inversão do processo, com uma inflação

declinante por força de uma intervenção de um plano de estabilização, observa-se que a variação dos preços dos produtos agro-alimentares não ocorre na mesma proporção.

Assim, os gastos das famílias brasileiras com alimentação têm sido afetados pelas alterações na renda provocadas em grande parte pelo processo inflacionário e pelos planos de estabilização. A consequência desse processo foi, muitas vezes, modificar a estrutura das séries de tempo, dificultando ou falseando a análise.

A questão da sazonalidade em séries de preços de alimentação nos últimos anos vem recebendo a atenção de diversos pesquisadores como: Camargo Filho & Mazzei (1992), Freitas & Amaral (2002), Margarido et al. (2003) e Sueyoshi et al. (1992), que estudaram o comportamento sazonal dos preços de alguns produtos e de cestas de produtos.

Nesse sentido, pretende-se com esse estudo avaliar o impacto da estabilização da economia através do Plano Real, nos fatores sazonais nas séries de custo da ração essencial mínima nas regiões metropolitanas de São Paulo, Belo Horizonte, Porto Alegre e Rio de Janeiro.

Dessa forma, o presente estudo teve como objetivo principal avaliar o comportamento dos valores sazonais das séries de custo da ração essencial mínima nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro. Os objetivos específicos foram: a) Estimar modelos incorporando o aspecto sazonal para o custo da ração essencial mínima para as regiões metropolitana de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro; b) Testar a presença de sazonalidade nas séries de custos da ração essencial mínima; c) Analisar comparativamente, os fatores sazonais do período de instabilidade com o período de estabilidade econômica.

2 MATERIAL E MÉTODOS

As séries de dados mensais do custo da ração essencial mínima das regiões metropolitanas brasileiras foram obtidas da pesquisa mensal da cesta básica nacional realizada pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos (DIEESE), disponibilizados no site <http://www.dieese.org.br/rel/rac/cesta.xml>.

O custo da ração essencial mínima é formado pelos preços dos produtos alimentícios que a compõem: carnes, leite, feijão, arroz, farinha, batata, tomate, pão francês, café em pó, banana, açúcar, banha/óleo e manteiga.

Para efeito de análise foram consideradas apenas as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, que possuem informações disponíveis para o período de janeiro de 1983 a dezembro de 2005.

No período de abrangência do estudo foram realizadas seis mudanças da unidade monetária. Em 15/08/1984, foram eliminados os centavos do Cruzeiro (Cr\$ 1 = Cr\$ 1,00). Em 28/02/1986 o Cruzeiro foi substituído pelo Cruzado com a taxa de conversão de Cr\$1000 = Cz\$1. Em 16/01/1989, o Cruzado foi substituído pelo Cruzado Novo com corte de três zeros da unidade monetária anterior (Cz\$ 1000 = NCz\$1). No mês de março de 1990, ocorre uma nova mudança e a unidade passa a ser denominada como Cruzeiro (NCz\$ 1 = Cr\$1). No mês de agosto de 1993, o Cruzeiro foi substituído pelo Cruzeiro Real (Cr\$ 1000 = CR\$1). A unidade do padrão monetário atualmente vigente foi estabelecida através da medida provisória nº 542, de 30/06/1994, que normatizou as regras e as condições de emissão a partir de 1/07/1994 do Real como unidade monetária em substituição ao Cruzeiro Real. A conversão baseou-se na URV, na proporção de R\$ 1 = 1 URV (1 URV = Cr\$ 2750,00).

As diversas unidades monetárias vigentes no período em estudo foram convertidas ao Real e deflacionadas pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA do IBGE a preços de julho de 1994, que é utilizado pelo governo federal como índice oficial da inflação. E, conforme apresentado no Capítulo 2, foi o índice que menos alterou as estruturas sazonais das séries nominais.

Como o período analisado por este trabalho, janeiro de 1983 a dezembro 2005 (com um total de 276 observações), apresenta dois períodos distintos, um com elevada taxa de inflação (de janeiro de 1983 a junho de 1994) e outro com menores taxas inflacionárias (de julho de 1994 a dezembro de 2005), optou-se por dividir a análise em três períodos: 1^o) série completa de janeiro de 1983 a dezembro de 2005; 2^o) período anterior ao Plano Real (janeiro de 1983 a junho de 1994), e 3^o) período posterior ao Plano Real (julho de 1994 a dezembro de 2005).

Cada uma das três séries de custo da ração essencial mínima foi ajustada sazonalmente para cada uma das quatro regiões metropolitanas. Como procedimento de ajuste sazonal, utilizou-se o X-12-ARIMA desenvolvido pelo U. S. Census Bureau. Basicamente o método apóia-se na aplicação de filtros lineares para estimação das componentes não observáveis. Inicialmente foi ajustado um modelo RegARIMA que faz previsões para frente e para trás para vários efeitos antes do ajuste sazonal. Após o ajuste do modelo RegARIMA, a série foi ajustada sazonalmente utilizando o X-11. Finalmente, após o ajuste sazonal foi utilizada uma série de rotinas de diagnósticos pós-ajuste que são usadas para medir a eficiência do ajuste como também na escolha de modelos alternativos. Maior detalhamento pode ser encontrado em Findley et al. (1998).

Após a análise individual de todas as séries, os fatores sazonais obtidos para o período anterior e posterior ao Plano Real foram comparados considerando os seguintes aspectos: análise dos gráficos dos índices sazonais

médios; decomposição assumida; fatores sazonais máximos e mínimos e presença de sazonalidade estável, móvel e identificável.

Como suporte computacional foram utilizados os softwares DEMETRA 2.0 do EUROSTAT e R.2.3.1 (R Development Core Team, 2006) ambos softwares gratuitos e disponibilizados respectivamente nos seguintes sites: <http://forum.europa.eu.int/irc/dsis/eurosam/info/data/demetra.htm> e <http://stat.cmu.edu/R/CRAN>.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Figura 4.1 apresenta o comportamento temporal do custo da ração essencial mínima em Reais a preços de janeiro de 1995 (deflacionado pelo IPCA), nas regiões metropolitanas de São Paulo, Belo Horizonte, Porto Alegre e Rio de Janeiro, no período compreendido entre janeiro de 1983 a dezembro de 2005. Aparentemente, as variações dos custos da ração essencial mínima nas quatro regiões metropolitanas têm comportamento bastante semelhante.

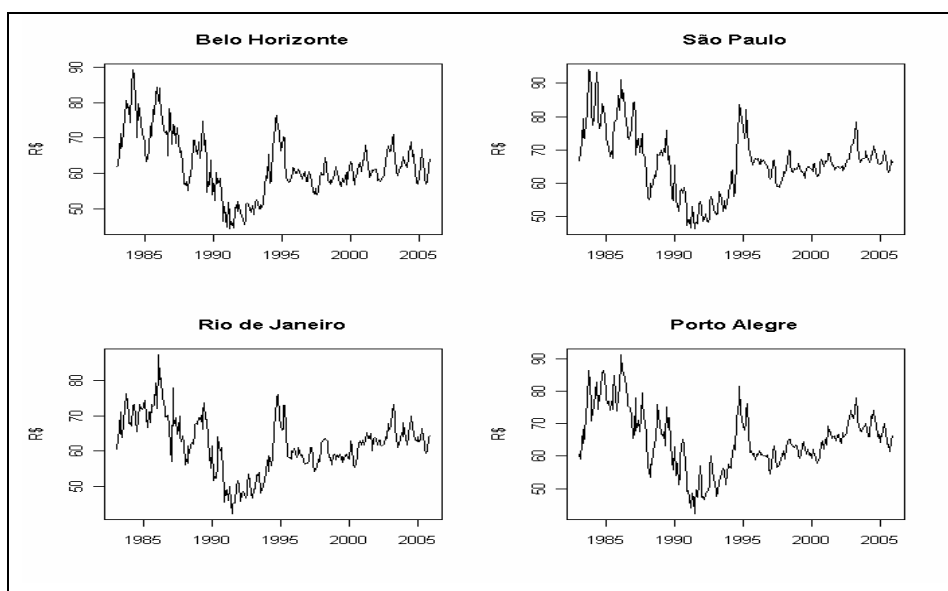


FIGURA 4.1 - Comportamento do custo da ração essencial mínima em reais (preços de janeiro de 1995), nas regiões metropolitanas de São Paulo, Belo Horizonte, Porto Alegre e Rio de Janeiro para o período de janeiro de 1983 a dezembro de 2005.

A visualização gráfica demonstra que as séries apresentam alterações drásticas alternando períodos de crescimento com estabilidade e decrescimento. Essas alterações são em sua grande maioria causadas pela instabilidade e pelo

processo inflacionário, pelo qual passou a economia brasileira nas últimas décadas. Observa-se, também uma estreita relação entre os diversos planos de estabilização e as alterações das séries do custo da ração essencial mínima.

Inicialmente o custo apresenta um comportamento crescente até o final de 1985, quando é interrompido, passando a assumir um comportamento decrescente, seguido por um período mais estável. Esse período coincide com o primeiro plano de estabilização e mudança de moeda da década de oitenta, o Plano Cruzado (fevereiro de 1986), que alterou o padrão substituindo o Cruzeiro pelo Cruzado com a taxa de conversão de Cr\$1000 = Cz\$1.

A partir dos últimos meses de 1988, a série sofre uma mudança de nível e a partir do segundo semestre de 1989, passa a assumir comportamento decrescente com grande variabilidade até o final de 1990. Esse período compreende mais dois planos de estabilização: Verão e Collor.

O Plano Verão é concebido em janeiro de 1989 apoiando-se em um ajuste fiscal e monetário. É criado um novo padrão monetário, o cruzado novo, com o corte de três zeros da moeda (Cz\$1000 = NCz\$1). Foi imposto um congelamento geral dos preços e cancelamento da correção monetária. Foram também proposto a privatização de diversas estatais e o corte de gastos públicos. Porém, sem o corte nos gastos públicos a falta de credibilidade dos agentes econômicos, o plano não foi capaz de combater a inflação e com a liberação dos preços, a inflação novamente disparou. De fevereiro de 1989 a fevereiro de 1990, a inflação acumulada chegou a 2751%.

Em março de 1990, ao assumir o governo o presidente Fernando Collor lança o Plano Collor. Baseado no controle da liquidez através do confisco monetário bloqueia por 18 meses as contas-correntes e poupanças com saldo superior a NCz\$ 50 mil. O padrão monetário é alterado novamente voltando o cruzeiro (1 NCz\$ = 1 Cz\$). São também tomadas medidas para modernizar a economia e abrir à competição internacional com uma redução gradativa de

alíquotas de importação. Contudo, a inflação volta a subir e no ano de 1990 chega 1198%, desencadeando um processo de recessão na economia.

O comportamento dos custos da ração essencial mínima sofre nova alteração em janeiro de 1991, coincidindo com o decreto do Plano Collor II, que aumentou a recessão e não conseguiu conter o processo inflacionário e, a partir de 1992 o custo passa assumir um comportamento crescente.

Em agosto de 1993, por fim, surgiu o Plano Real inicialmente com o corte de três zeros da unidade monetária e a criação do Cruzeiro Real (Cr\$ 1000 = CR\$1). Foi também introduzida a URV (Unidade Real de Valor), que seria utilizada para conversão dos preços e coexistiu com o cruzeiro real por um determinado período. Finalmente em julho de 1994, ambas as unidades foram substituídas pelo Real, a conversão baseou-se na URV, na proporção de R\$ 1 = 1 URV (1 URV = Cr\$ 2750).

Finalmente o Plano Real conseguiu conter o processo de alta de preços e o país passou a conviver com inflação a níveis de economias estáveis. No entanto, uma das conseqüências da estabilização da economia e da recuperação da confiança da população na moeda nacional foi a supervalorizado Real em relação ao dólar e o câmbio tornou-se um problema.

Com a mudança da unidade monetária para o real, em julho de 1994, ocorre uma mudança de nível nos custos da ração essencial mínima que passam a assumir valores bem mais altos. Em março de 1995, é implantado o sistema de banda cambial, em que a cotação do dólar poderia variar dentro dos limites estabelecidos pelo Banco Central. Assim, gradativamente, o custo da ração passa a assumir valores decrescentes, porém ainda em níveis bastantes elevados em relação ao período anterior ao real.

Os preços agrícolas tiveram papel importante no processo de estabilização dos preços da economia brasileira através da denominada “âncora verde” do Plano Real, que foi composta pela produção doméstica conjuntamente

com a importação de alimentos. O aumento da oferta e, conseqüentemente, redução dos preços agrícolas se deveram ao aumento da produtividade da atividade agrícola. A importação de alimento foi facilidade graças a abertura da economia iniciada como o governo Collor e a constituição do Mercado Comum do Cone Sul (MERCOSUL).

Assim, o custo da ração essencial mínima foi afetado pela “âncora verde” do Plano Real, pois é formada basicamente por produtos de origem agropecuária conforme o Quadro 4.1.

QUADRO 4.1 – Produtos da ração essencial mínima e seus correspondente agropecuários.

Produtos da ração essencial mínima	Produtos agropecuários correspondente
Carnes	Carnes
Leite	Leite
Feijão	Feijão
Arroz	Arroz
Farinha	Trigo
Batata	Batata
Tomate	Tomate
Pão francês	Trigo
Café em pó	Café
Banana	Banana
Açúcar	Cana-de-açúcar
Óleo	Soja e grão
Manteiga	Leite

É também possível notar efeitos das crises da Ásia e da Rússia nos custos da ração essencial. A crise financeira da Ásia ocorre em julho de 1997 e o mercado internacional cortou o crédito para países com deficits externos muito altos. Em agosto de 1998, a Rússia desvalorizou sua moeda e declarou moratória de suas dívidas internas e externas. Como reação a essa crise o Banco Central eleva as taxas de juros a 43% ao ano.

No ano de 1999, quando o governo deixou de intervir no câmbio e ocorre a má desvalorização real, as séries de custo passam Uma nova quebra é

observada na série que passa a assumir valores com uma maior constância e tendência mais suave no ano de 1999.

E por fim, o processo eleitoral do segundo semestre de 2002, e a posse do novo governo em janeiro de 2003, alteram novamente o comportamento do custo da ração essencial mínima que passa a apresentar uma tendência crescente com maior intensidade. Esse processo é revertido com a posse do novo governo.

A discussão será dividida em três partes. A primeira compreende uma análise da ocorrência de sazonalidade tendo por base todas as observações disponíveis para o período entre janeiro de 1983 e dezembro de 2005. Na segunda parte, os dados serão divididos em dois períodos: um anterior ao plano real (janeiro de 1983 a junho de 1994) e outro posterior (julho de 1995 a dezembro de 2005), que serão analisados individualmente. E finalmente, na terceira parte, serão comparados os fatores sazonais (anterior e posterior ao Plano Real), na busca da determinação de mudanças nos fatores sazonais que possam estar presentes nas séries de custos da ração essencial.

3.1 Período de janeiro de 1983 a dezembro de 2005

Os resultados da primeira etapa do ajuste sazonal do procedimento X-12-ARIMA, o modelo RegARIMA, são apresentados na Tabela 4.1. Para todas as quatro séries consideradas observou-se a ocorrência de interações entre os padrões sazonais e a tendência anual indicando a necessidade da transformação, sendo adotada a transformação logarítmica. Para todas as séries o efeito da tendência foi retirado através da aplicação da primeira diferença. Com relação ao efeito sazonal determinístico, este foi identificado em todas as quatro regiões, sendo aplicada a diferença sazonal de ordem 12.

O ajuste dos modelos RegARIMA mostrou-se adequado para todas as séries, conforme limites aceitáveis definidos por Findley et al. (1998). Os resíduos assumiram a forma de ruído branco (estatística Q de Ljun-Box inferior

ao valor crítico de 52,2 ao nível de 0,1%); o erro de previsão mostrou-se pequeno e inferior ao limite aceitável de 15% (excetuando-se a série de São Paulo), e, finalmente, uma percentagem de outliers (valores extremos) que não comprometem o ajuste e bem inferior aos 5% toleráveis.

TABELA 4.1 - Ajuste Sazonal X-12-ARIMA – Resultados do Modelo RegARIMA, para as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro e Porto Alegre, no período de janeiro de 1983 a dezembro 2005.

	Transformação	Modelo	Erro de previsão	Q Ljun-Box	Dias de negócios	Regressores			
						Valor extremo			
						Ao	TC	LS	%
B. Horizonte	Logarítmica	(0 1 2)(1 1 1) ₁₂	4,84	33,84	-	1	-	-	0,4
São Paulo	Logarítmica	(2 1 1)(1 1 1) ₁₂	20,19	19,68	-	4	2	3	3,3
R. de Janeiro	Logarítmica	(2 1 0)(1 1 1) ₁₂	2,91	20,32	-	3	-	-	1,1
Porto Alegre	Logarítmica	(2 1 2)(1 1 2) ₁₂	5,22	28,21	6	2	1	-	1,1

Nota: Ao- Outliers Aditivo ; TC – Mudança transitória no nível da série; LS - Mudança permanente no nível da série.

Os regressores para dias de negócios somente foram significativos para a série de Porto Alegre. Os efeitos para valores extremos coincidiram com a fase de grande instabilidade na economia brasileira no período anterior ao Plano Real, sendo que alguns deles podem ser associados a fatos econômicos relevantes. A série de São Paulo foi a que apresentou o maior número de valores extremos, nove ao todo, sendo quatro outliers aditivos (junho de 1989, janeiro e abril de 1990 e março de 1991); duas mudanças transitórias no nível da série (setembro de 1983 e maio de 1994) e três mudanças permanentes no nível da série (março de 1987, outubro de 1989 e agosto de 1993). Para a série do Rio de Janeiro foram detectadas apenas três outliers aditivos nos meses de dezembro de 1985, fevereiro de 1987 e em janeiro de 1990. Na série de Belo Horizonte apenas um outlier aditivo no mês de janeiro de 1990.

E, finalmente, para série de Porto Alegre foram detectados dois outliers aditivos em fevereiro de 1987, junho de 1987 e uma mudança transitória de nível em junho de 1990. Para essa série também foi incluída uma variável regressora para os efeitos de calendário referente aos dias úteis (segunda-feira a sábado).

Os resultados da segunda etapa do ajuste sazonal do procedimento X-12-ARIMA, o método X-11 são apresentados na Tabela 4.2.

TABELA 4.2 - Ajuste Sazonal X-12-ARIMA - Resultados do ajuste sazonal X-11 para as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro e Porto Alegre, no período de janeiro de 1983 a dezembro de 2005.

	B. Horizonte	São Paulo	R.de Janeiro	Porto Alegre
Decomposição	Aditiva	Multiplicativa	Multiplicativa	Multiplicativa
Sazonalidade Estável	0,0188	0,0000	0,0482	0,0000
Sazonalidade Móvel	0,01	0,000	0,000	0,0000
Sazonalidade Identificável	NP	NP	NP	NP
Razão I/S	5,89	7,32	5,79	4,67
Filtro Sazonal	3x5	3x9	3x5	3x5
Razão I/C	1,50	1,18	1,45	1,41
Filtro Tendência	13-H	13-H	13-H	13-H
Estatística M1	1	2	2	1
Estatística M4	1	1	0	0
Estatística M7	1	1	1	1
Estatística M8	2	0	1	0
Estatística M10	1	0	1	0
Estatística M11	1	0	1	0
Estatística Q	1,27	1,00	1,23	0,81

Nota: - Sazonalidade: Estável: significativa para p-valor < 0,001; Móvel: significativa para p-valor < 0,05; Identificável: NP- Não Presente, P - Presente.

- Valores da Estatísticas M: 0 - menor que 1; 1- maior ou igual a 1 e menor que 2; 2- maior ou igual 2 e menor que 3.

- Razão I/S – Razão Irregular /Fator Sazonal; Razão I/C - Irregular / Componente Ciclo-Tendência.

A série de Belo Horizonte assumiu a decomposição aditiva e as demais regiões assumiram a decomposição multiplicativa, tendo em vista que no ajuste dos modelos RegARIMA foi utilizada a transformação logarítmica. Nos testes para avaliar a qualidade do procedimento X-12-ARIMA, as estatísticas M foram observados os seguintes resultados:

- Os filtros para tendência (13 termos de Henderson) e sazonalidade (3x5), mostraram-se adequado dentro dos padrões aceitáveis não apresentando falhas nas estatísticas M3, M5 e M6.
- Falhas na Estatística M1 indicando dificuldades para distinguir a componente irregular da sazonal.

- Falhas na Estatística M4 para Belo Horizonte e São Paulo indicando que o resíduo não assumiu a forma de ruído branco.
- Falhas na Estatística M7 nas quatro regiões indicando a ausência de sazonalidade identificável.
- Falhas nas Estatísticas M10 e M11 para São Paulo e Rio de Janeiro indicando instabilidade na estimativa dos fatores sazonais.
- As Estatísticas M2, M3, M5, M6 e M9 não apresentaram falhas para nenhuma das séries analisadas.

O ajuste dos modelos X-12-ARIMA foi aceito apenas para Porto Alegre (Estatística $Q = 0,81$), apesar da ausência de sazonalidade identificável. Portanto, para o período de janeiro de 1983 a dezembro de 2005, apesar da presença de sazonalidade estável na série de Porto Alegre, a sazonalidade não se mostrou identificável em nenhuma das regiões metropolitanas. Observou-se também uma grande proporção de sazonalidade móvel, o que certamente comprometeu o ajuste. Esse resultado é uma das conseqüências das grandes alterações por que passou a economia brasileira.

No início do período analisado, observa-se uma fase de grande instabilidade com um forte processo inflacionário. Esse processo foi então revertido com a estabilização da economia (Plano Real). Na Figura 4.2 percebem-se as mudanças nos fatores sazonais de um período para o outro, tanto quanto a magnitude como em relação à intensidade. A seguir será analisado cada um desses períodos: o anterior e o pós Plano Real.

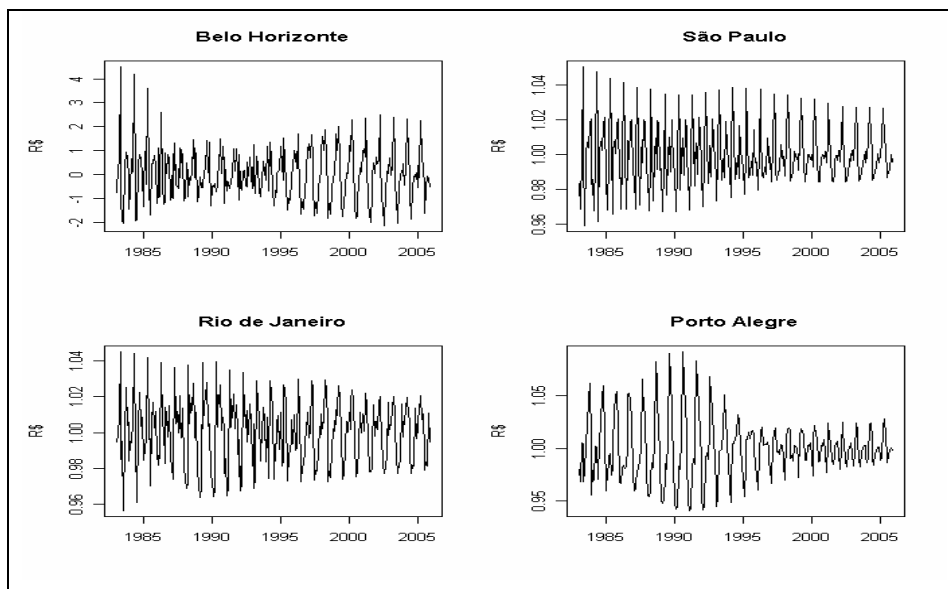


FIGURA 4.2 - Fatores sazonais do custo da ração essencial mínima para as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, no período de janeiro de 1983 a dezembro de 2005.

3.2 Período anterior ao Plano Real - janeiro de 1983 a junho de 1994

Os resultados do modelo RegARIMA são apresentados na Tabela 4.3. Para todas as quatro séries aplicou-se a transformação logarítmica, e o efeito da tendência foi retirado através da aplicação da primeira diferença. Com relação ao efeito sazonal, este também foi identificado em todas as regiões em que foi aplicada a diferença sazonal.

O ajuste dos modelos RegARIMA mostrou-se adequado para todas as séries, conforme limites aceitáveis definidos por Findley et al. (1998): erro de previsão inferior a 15%; estatística Q de Ljun-Box inferior ao valor crítico de 52,2 ao nível de 0,1%, percentagem de outliers inferior a 5%. Foram observados valores extremos apenas nas séries das regiões metropolitanas de São Paulo (um

outlier aditivo em janeiro de 1990) e em Belo Horizonte (uma mudança transitória no nível da série em fevereiro de 1987).

TABELA 4.3 - Ajuste Sazonal X-12-ARIMA – Resultados do Modelo RegARIMA para as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, no período de janeiro de 1983 a junho 1994.

	Transformação	Modelo	Erro de previsão	Prob Q Ljun-Box	Regressores valor extremo			
					Ao	TC	LS	%
B. Horizonte	Logarítmica	(0 1 2)(0 1 2) ₁₂	7,9	20,74	-	-	-	0,00
São Paulo	Logarítmica	(2 1 2)(0 1 1) ₁₂	8,2	24,10	1	-	-	0,73
R. de Janeiro	Logarítmica	(1 1 1)(2 1 2) ₁₂	8,6	29,70	-	1	-	0,73
Porto Alegre	Logarítmica	(1 1 2)(1 1 1) ₁₂	9,4	22,45	-	-	-	0,00

Nota: Ao- Outliers Aditivo ; TC – Mudança transitória no nível da série; LS - Mudança permanente no nível da série.

TABELA 4.4 - Ajuste Sazonal X-12-ARIMA - Resultados do Ajuste Sazonal X-11 para as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro e Porto Alegre, no período de janeiro de 1983 a junho 1994.

	B. Horizonte	São Paulo	R.de Janeiro	Porto Alegre
Decomposição	Multiplicativa	Multiplicativa	Multiplicativa	Multiplicativa
Sazonalidade Estável	0,4735	0,0138	0,0361	0,000
Sazonalidade Móvel	0,018	0,1930	0,014	0,229
Sazonalidade Identificável	NP	NP	NP	P
Razão I/S	7,29	6,23	5,73	5,64
Filtro Sazonal	3x9	3x9	3x5	3x5
Razão I/C	1,58	1,39	1,47	1,71
Filtro Tendência	13-H	13-H	13-H	13-H
Estatística M1	2	1	2	1
Estatística M4	1	0	0	0
Estatística M6	1	0	0	0
Estatística M7	2	1	1	0
Estatística M8	1	1	2	1
Estatística M10	0	1	1	0
Estatística M11	0	1	1	0
Estatística Q	1,38	1,14	1,22	0,75

Nota: - Sazonalidade: Estável: significativa para p-valor < 0,001; Móvel: significativa para p-valor < 0,05;

Identificável: NP- Não Presente; PNP- Provavelmente Não Presente; P - Presente.

- Razão I/S – Razão Irregular /Fator Sazonal; Razão I/C - Irregular / Componente Ciclo-Tendência.

- Valores da Estatísticas M: 0 - menor que 1; 1- maior ou igual a 1 e menor que 2; 2- maior ou igual 2.

Os resultados da segunda etapa do procedimento X-12-ARIMA, o método X-11, são apresentados na Tabela 4.4. Todas as séries assumiram a

forma multiplicativa, tendo em vista que no ajuste dos modelos RegARIMA foi utilizada a transformação logarítmica.

Os testes para sazonalidade detectaram presença de sazonalidade estável significativa apenas na série de Porto Alegre. Já a sazonalidade móvel apresentou significância nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Rio de Janeiro. Porém, o teste combinado identificou a presença de sazonalidade identificável apenas para a série de Porto Alegre.

Nos testes para avaliar a qualidade do procedimento X-12-ARIMA, as estatísticas M foram observados os seguintes resultados:

- O filtro sazonal 3x5 não foi suficiente para acompanhar o movimento sazonal das séries de Belo Horizonte e São Paulo (valor superior a 6,5 e falha na estatística M6), sendo necessário utilizar um filtro de médias móveis do tipo 3x9.
- Os filtros para tendência (13 termos de Henderson) mostraram-se adequado dentro dos padrões aceitáveis, não apresentando falhas nas estatísticas M3, M5.
- Falha na estatística M1 indicando dificuldades para distinguir a componente irregular da sazonal.
- Falha na estatística M4 para Belo Horizonte e São Paulo indicando que o resíduo não assume a forma de ruído branco.
- Falha na estatística M7 para Belo Horizonte e São Paulo (sazonalidade não identificável).
- Instabilidade na estimativa dos fatores sazonais para Belo Horizonte e Rio de Janeiro. Falhas nas estatísticas M8 (todas as regiões), M10 (Belo Horizonte e Rio de Janeiro) e M11 (Belo Horizonte e Rio de Janeiro).

O ajuste sazonal se mostrou justificável apenas para a série da região metropolitana de Porto Alegre, em que a sazonalidade se mostrou identificável e passou no teste global de ajuste a estatística Q com um valor inferior a unidade.

Na Figura 4.3 estão representados os fatores sazonais obtidos para cada uma das regiões metropolitanas, no período de janeiro de 1983 a junho de 1994. Apenas os fatores sazonais de Porto Alegre apresentam configurações distintas entre os doze meses do ano, indicando comportamento sazonal. Assim, no período anterior ao Plano Real, apenas a região metropolitana de Porto Alegre apresentou comportamento sazonal no custo da ração essencial mínima.

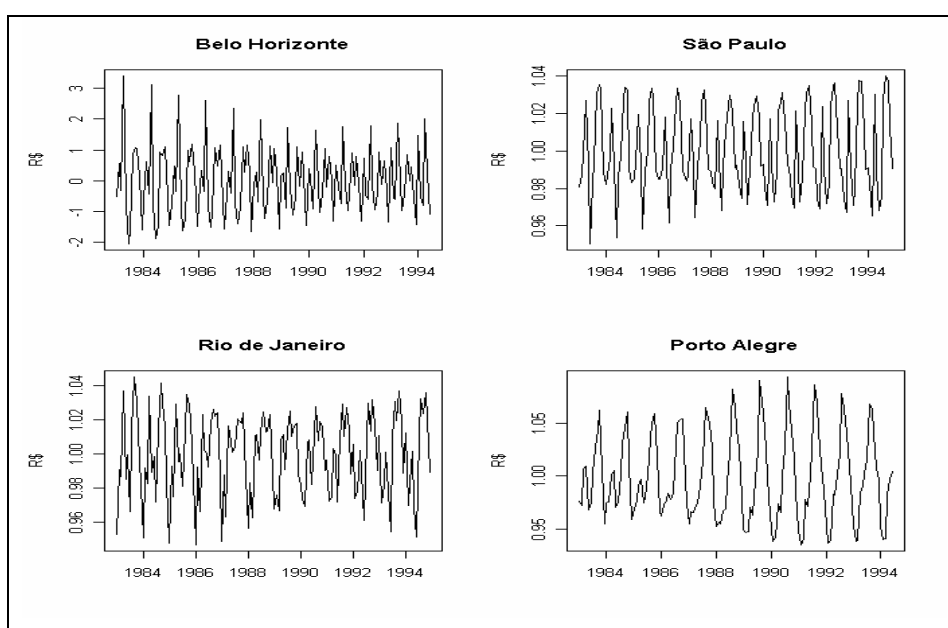


FIGURA 4.3 - Fatores sazonais do custo da ração essencial mínima para as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, no período de janeiro de 1983 a junho de 1994.

3.3 Período pós Plano Real – julho de 1994 a dezembro 2005

Os resultados do modelo RegARIMA, são apresentados na Tabela 4.5. Para todas as quatro séries aplicou-se a primeira diferença para retirar o efeito da

tendência, e a transformação logarítmica para retirar o efeito da dependência dos fatores sazonais com o tempo.

Os modelos ajustados mostraram-se adequado para todas as séries, considerando-se que se aceitou a hipótese de ruído branco (estatística Q de Ljun-Box), erro de previsão e percentagem de outliers dentro dos limites aceitáveis segundo recomendações de Findley et al. (1998). Foram detectados valores extremos referentes a mudanças transitórias no nível das séries de São Paulo (setembro de 1994) e Rio de Janeiro (março de 1995 e abril de 2000). O efeito calendário não foi significativo somente para a série de séries de São Paulo.

TABELA 4.5 - Ajuste Sazonal X-12-ARIMA – Resultados do Modelo RegARIMA para as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, no período de julho de 1994 a dezembro 2005.

	Transformação	Modelo	Erro de previsão	Prob Q Ljun-Box	Regressores		
					Dias de negócios	Valor extremo TC	%
B. Horizonte	Logarítmica	(2 1 2)(2 1 0)	4,04	27,36	2	-	0,00
São Paulo	Logarítmica	(1 1 1)(2 1 0)	11,53	23,55	-	1	0,76
R. de Janeiro	Logarítmica	(0 1 0)(0 1 2)	2,74	29,40	1	2	1,46
Porto Alegre	Logarítmica	(1 1 1)(0 1 1)	4,83	25,92	1	-	0,00

Nota: Ao- Outliers Aditivo ; TC – Mudança transitória no nível da série; LS - Mudança permanente no nível da série.

Os resultados da segunda etapa do procedimento X-12-ARIMA, o método X-11, são apresentados na Tabela 4.6. Todas as séries assumiram a decomposição multiplicativa. Os testes indicaram a presença de sazonalidade estável em todas as regiões e móvel apenas nas séries do Rio de Janeiro e de Porto Alegre. Porém, o teste combinado não detectou presença de sazonalidade identificável apenas na região metropolitana de Porto Alegre.

Nos testes para avaliar a qualidade do procedimento X-12-ARIMA, as estatísticas M, foram observados algumas falhas que, no geral, não comprometeram o ajuste, pois as estatísticas Q apresentaram valores menores que a unidade.

TABELA 4.6 - Ajuste Sazonal X-12-ARIMA - Resultados do Ajuste Sazonal X-11 - para as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro e Porto Alegre, no período de julho de 1994 a dezembro 2005 .

	B. Horizonte	São Paulo	R.de Janeiro	Porto Alegre
Decomposição	Multiplicativa	Multiplicativa	Multiplicativa	Multiplicativa
Sazonalidade Estável	0,000	0,000	0,000	0,000
Sazonalidade Móvel	0,379	0,059	0,048	0,014
Sazonalidade Identificável	P	P	P	NP
Razão I/S	7,14	6,87	5,97	5,75
Filtro Sazonal	3x9	3x9	3x5	3x5
Razão I/C	1,51	1,21	1,64	1,57
Filtro Tendência	13-H	13-H	13-H	13-H
Estatística M1	2	1	2	1
Estatística M4	0	1	0	0
Estatística M6	1	0	1	0
Estatística M7	0	0	0	1
Estatística M8	0	1	1	1
Estatística M10	0	0	1	1
Estatística M11	0	1	0	1
Estatística Q	0,96	0,96	0,95	0,95

Nota: - Sazonalidade: Estável: significativa para p-valor < 0,001; Móvel: significativa para p-valor < 0,05; Identificável: NP- Não Presente, P - Presente.

- Razão I/S – Razão Irregular /Fator Sazonal; Razão I/C - Irregular / Componente Ciclo-Tendência.

- Valores da Estatísticas M: 0 - menor que 1; 1- maior ou igual a 1 e menor que 2; 2- maior ou igual.

Observando as estimativas dos fatores sazonais do custo da ração essencial mínima para cada uma das quatro regiões metropolitanas, apresentados na Figura 4.4, nota-se, claramente, a presença da sazonalidade, tendo em vista o comportamento distinto entre os meses, principalmente em relação ao primeiro e segundo semestre, quando são observados os menores valores. Portanto, a estabilização da economia aumentou o peso da sazonalidade estável na série de custo da ração essencial mínima, tornando-se, assim, possível a identificação da sazonalidade e o uso do X-12-ARIMA para o ajuste das séries.

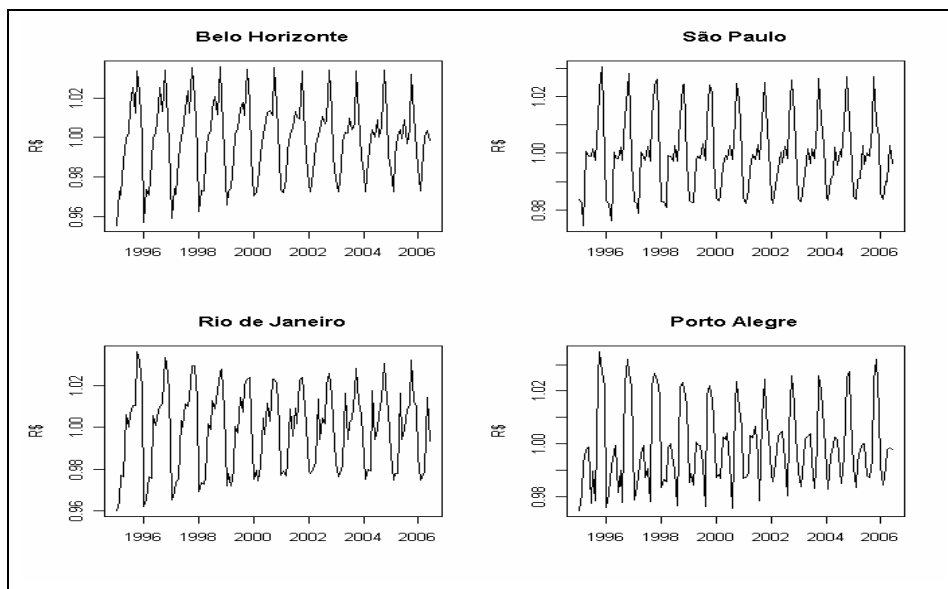


FIGURA 4.4 - Fatores sazonais do custo da ração essencial mínima para as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, no período de julho de 1994 a dezembro de 2005.

3.4 Comparação dos fatores sazonais dos períodos anterior e pós-Plano Real

Na tentativa de avaliar incidência dos fenômenos sazonais nas séries de custo da ração essencial mínima em algumas das principais regiões metropolitanas brasileiras, considerando realidades econômicas distintas, teve-se como ponto de partida a busca da visualização gráfica do componente sazonal nos períodos de janeiro de 1983 a junho de 1994 e julho de 1994 a dezembro de 2005. Isso foi feito por meio da montagem de gráficos de boxplot para os fatores sazonais mensais de cada uma das quatro regiões metropolitanas analisadas.

Para cada uma das quatro regiões metropolitanas, foram construídos boxplot em função dos doze meses do ano para cada um dos dois períodos

(janeiro de 83 a junho de 1994 e julho de 1995 a dezembro de 2005), em função dos dois períodos para cada um dos doze meses do ano.

Nas Figuras 4.5, 4.6, 4.7 e 4.8 estão representados os gráficos de boxplot dos fatores sazonais do custo da ração essencial mínima das regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, nos períodos anterior e no pós-Plano Real.

Nota-se, de maneira geral, que no período anterior ao Plano Real, excetuando-se a série de Porto Alegre, que os fatores sazonais alternam períodos de alta e baixa ao longo do ano, com certa predominância de fatores de alta no segundo semestre e no mês de abril do primeiro semestre. No período após o Plano Real, ao contrário do período anterior, o fenômeno sazonal se apresenta de forma mais nítida com o segundo e terceiro trimestre, se caracterizando como meses de preços em queda.

A comparação mensal período a período revela a alteração dos fatores sazonais do mesmo mês nos dois períodos, revelando que os boxplot não são coincidentes, indicando, portanto, diferenças dos fatores sazonais. É possível notar ainda uma maior variabilidade dos fatores sazonais no período anterior ao Real. A exceção fica para Belo Horizonte, em que alguns dos fatores mensais do período 95-05 apresentaram uma maior variabilidade.

Esse resultado é semelhante ao encontrado por Freitas & Amaral (2002), que, ao avaliarem os reflexos dos Planos de estabilização para a série de preços de amendoim nos sub-períodos 1990-94 e 1995-01, identificaram mudanças nas amplitudes das variações sazonais.

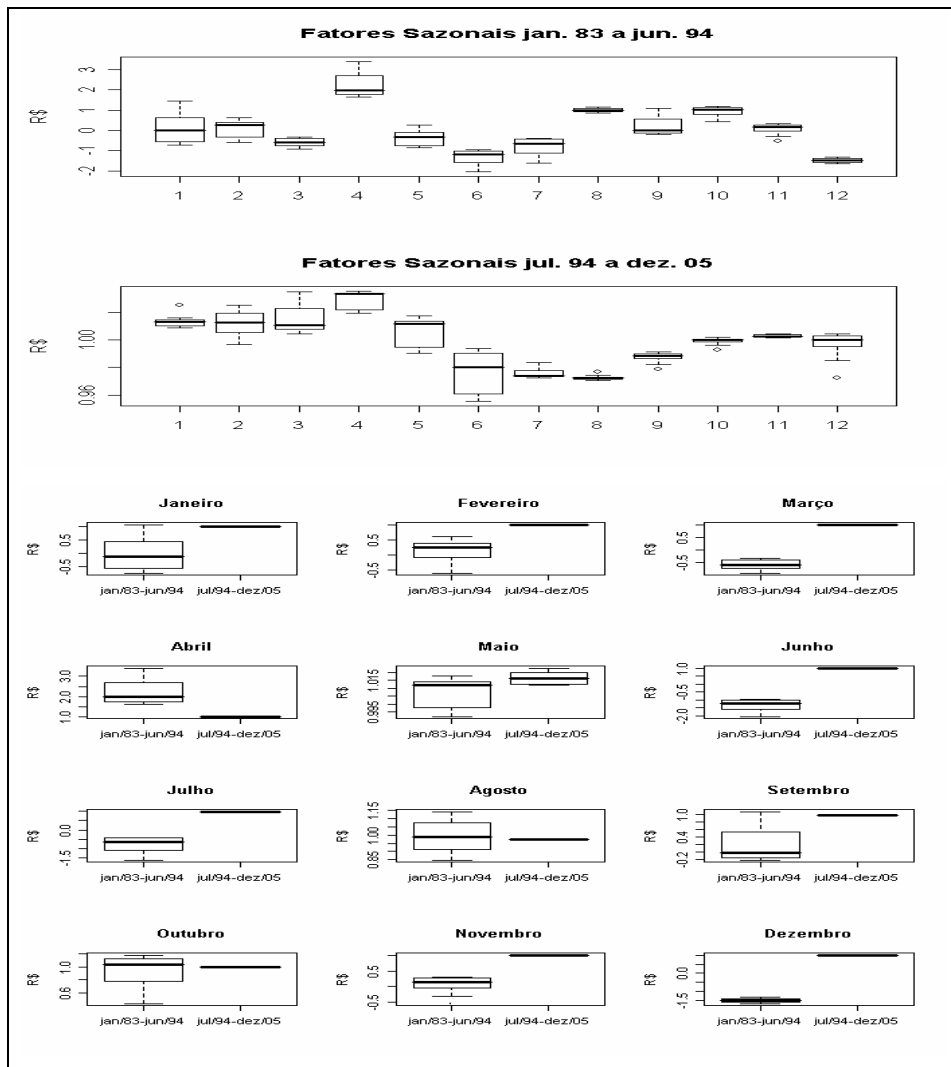


FIGURA 4.5 – Boxplote dos fatores sazonais do custo da ração essencial mínima para a região metropolitana de Belo Horizonte, no período de janeiro de 1983 a dezembro de 2005.

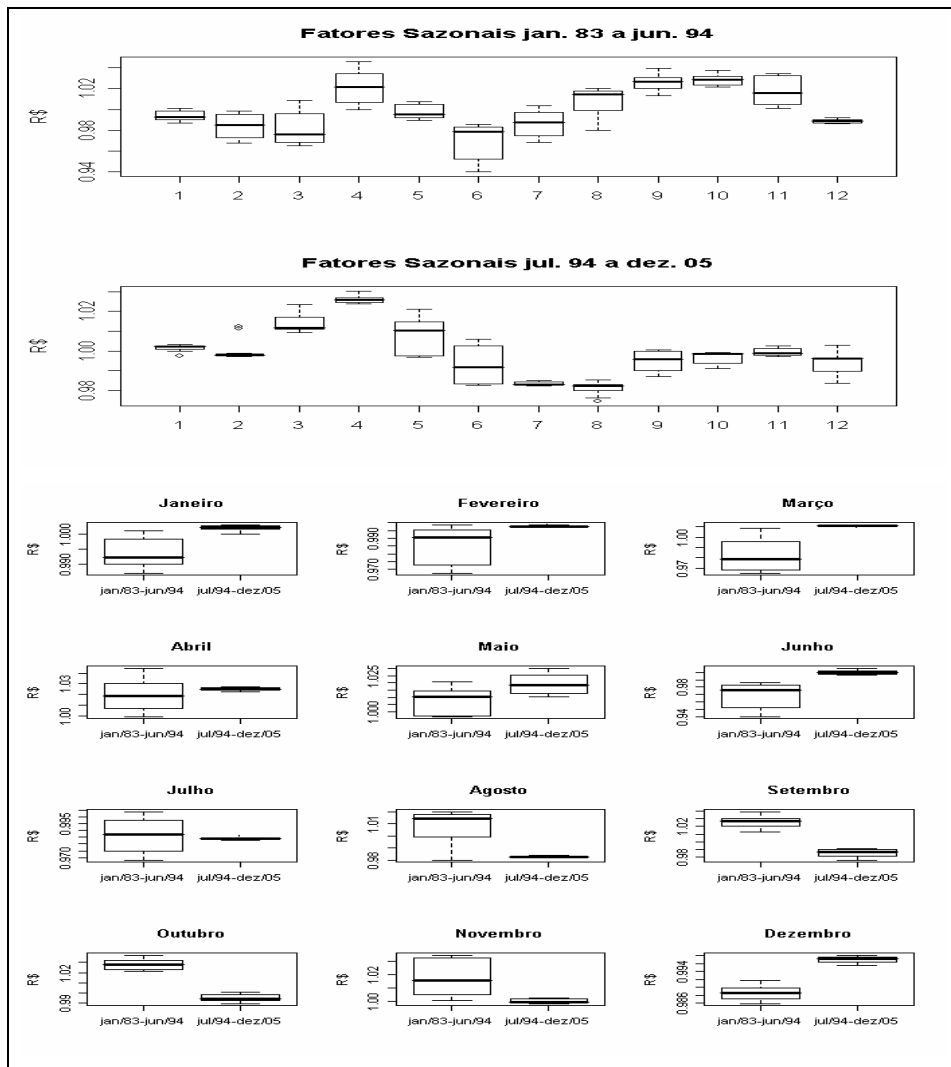


FIGURA 4.6 – Boxplot dos fatores sazonais do custo da ração essencial mínima para a região metropolitana de São Paulo, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005.

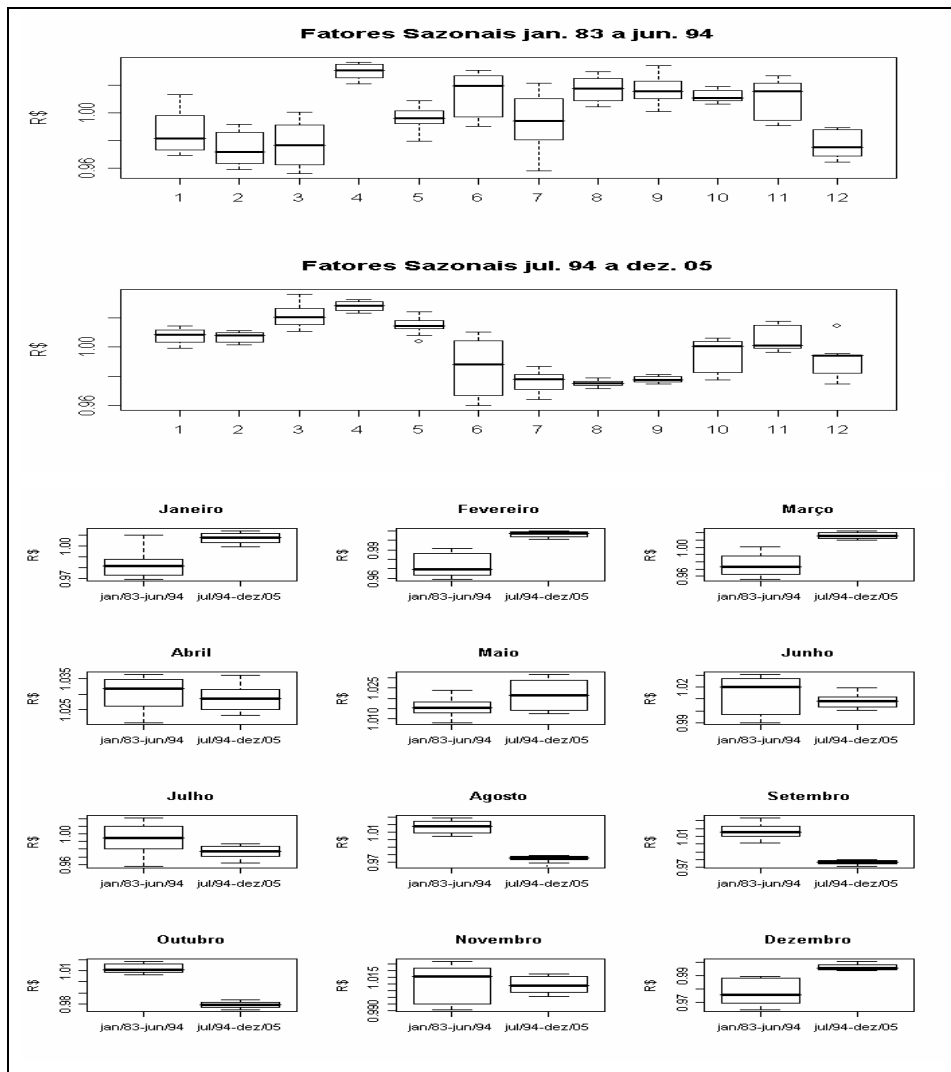


FIGURA 4.7 – Boxplot dos fatores sazonais mensais do custo da ração essencial mínima para a região metropolitana do Rio de Janeiro, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005.

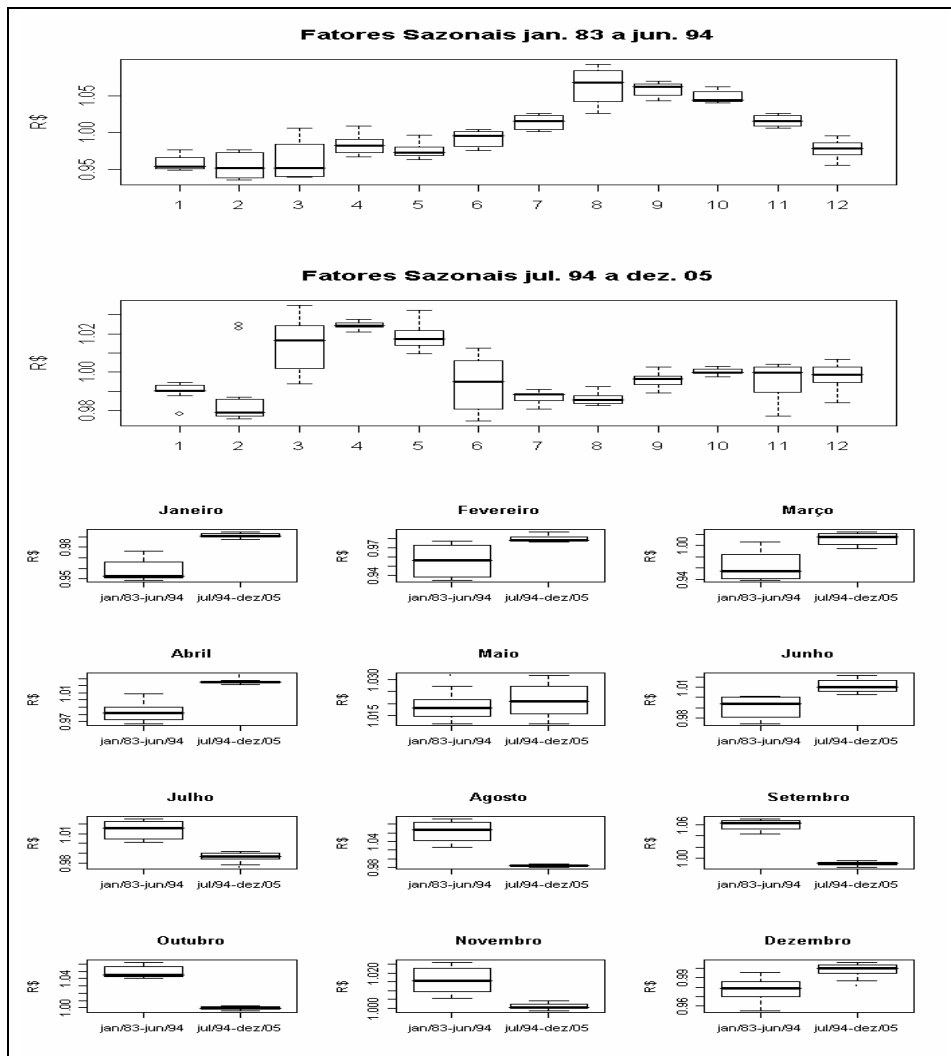


FIGURA 4.8 – Boxplot dos fatores sazonais mensais do custo da ração essencial mínima para a região metropolitana de Porto Alegre, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005.

Com o objetivo de comparar os efeitos da estabilização da economia, com o Plano Real nos fatores sazonais, é apresentada na Tabela 4.7 uma síntese dos principais resultados do ajustamento sazonal, considerando os períodos de janeiro de 1983 a junho de 1994 e julho de 1994 a dezembro de 2005.

TABELA 4.7 – Fatores Sazonais antes e após o Plano Real para as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, no período de janeiro de 1983 a dezembro 2005.

		Fator Sazonal Médio		Sazonalidade ¹		
		Mínimo	Máximo	Estável	Móvel	Identificável
Antes do Plano Real	Belo Horizonte	Dezembro	Abril	NP	P	NP
	São Paulo	Junho	Outubro	NP	NP	NP
	Rio de Janeiro	Março	Abril	NP	P	NP
	Porto Alegre	Fevereiro	Agosto	P	NP	P
Depois do Plano Real	B.Horizonte	Agosto	Abril	P	NP	P
	São Paulo	Agosto	Abril	P	NP	P
	Rio de Janeiro	Agosto	Abril	P	P	P
	Porto Alegre	Agosto	Abril	P	P	NP

Nota: NP- Não Presente, P - Presente

No período anterior ao Plano Real, os fatores sazonais mínimos e máximos das séries de custo das regiões metropolitanas ocorrem em meses distintos. Com o controle da inflação os fatores sazonais das quatro regiões passam a ter comportamento idêntico em relação aos fatores sazonais mínimos e máximos, que passam a ocorrer respectivamente, em agosto e abril, conforme Tabela 4.7.

No período anterior ao Real, apenas a série de Porto Alegre apresentou ocorrência de sazonalidade estável e identificabilidade. Em contra partida, com a estabilização da economia, observou-se a ocorrência de sazonalidade estável em todas as regiões metropolitanas, passando a não ser identificável apenas na região metropolitana de Porto Alegre. Portanto, esses resultados atestam que a estabilização da economia, com o Plano Real, alterou os fatores sazonais das séries de custo da ração essencial mínima das regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro.

4 CONCLUSÕES

Este trabalho procurou investigar se a estabilização da economia após o Plano Real alterou os fatores sazonais das séries de custo da ração essencial mínima de algumas das regiões metropolitanas brasileiras. Foram analisadas as séries de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro, no período de janeiro de 1983 a dezembro de 2005.

Os diversos eventos econômicos registrados na economia brasileira no período de 1983 a 2005 dificultam a análise e a obtenção das componentes não observáveis. A sazonalidade não se apresentou identificável em nenhuma das quatro regiões metropolitanas.

A divisão das séries em dois períodos, anterior e posterior ao Plano Real, possibilitou um melhor ajustamento dos modelos e a caracterização das componentes não observáveis. No período de janeiro de 1983 a junho de 1994, apenas a série de Porto Alegre apresentou sazonalidade identificável. Já com a estabilização da economia, as séries de Belo Horizonte, São Paulo e Rio de Janeiro passam a ter a sazonalidade identificável.

A partir da estabilização da economia após o Plano Real, em todas as regiões metropolitanas analisadas, foi possível identificar os períodos de alta e baixa nos custos da ração essencial mínima, que passou a ocorrer no segundo e terceiro semestre do ano.

Portanto, concluiu-se que a estabilização da economia provocou alteração dos fatores sazonais das séries de custo da ração essencial mínima para as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

CAMARGO FILHO, W. P. de; MAZZEI, A. R. Variação estacional de preços de hortaliças e perspectivas no mercado. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 22, n. 9, p. 33-56, set. 1992.

FINDLEY, D. F.; MONSELL, B. C.; BELL, W. R; OTTO, M. C. Y CHEN, B. New Capabilities and Methods of the X12ARIMA Seasonal Adjustment Program. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, v. 16, n. 2, p.127-152, Apr. 1998.

FREITAS, S. M.; AMARAL, A. M. P. Alterações nas variações sazonais dos preços de amendoim nos mercados primário e atacadista, 1990-2001. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 32, n. 5, p. 45-53, maio 2002.

LOTHIAN, J.; MORRY, M. **A set of quality control statistics for the X-11 ARIMA seasonal adjustment method**. Statistics Canada, 1978. (Research Paper, n.78-10-005)

MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F.; MATINS, V. A. Sazonalidade da cesta de mercado paulistana pós-plano real. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 33, n. 12, p. 41-56, dez. 2003.

PASTORE, A. C.; BLUM, B. S.; PINOTTI, M. C. Paridade de poder de compra, câmbio real e saldos comerciais. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 52, n. 3, p. 359-403, jul./set. 1998.

R Development Core Team (2006). **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, 1996. Disponível em: <<http://www.R-project.org>>. Acesso em: 10 out. 2006.

RIBEIRO, L F M. **Inflação e setor agroindustrial no Brasil**. 1997. 85 p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, MG.

SUEYOSH, M. L. S.; PINO, F. A. FRANCISCO, V. L. S.; CEZAR, S. A. G. Ajustamento sazonal e modelagem de dispêndio com alimentação na cidade de São Paulo, 1974-90. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 29-42, 1992.

CONCLUSÃO GERAL

Este trabalho analisou o comportamento sazonal do custo da ração essencial mínima nas regiões metropolitanas brasileiras, no período de janeiro de 1983 a dezembro de 2005, utilizando o procedimento X-12-ARIMA de ajuste sazonal.

Os resultados mostraram a ocorrência de padrão sazonal nas séries de custo da ração essencial mínima na quase totalidade das regiões metropolitanas analisadas. As séries apresentaram um mesmo processo gerador e um comportamento sazonal distinto entre as regiões.

O ajuste direto das séries mostrou-se mais eficiente que o ajuste indireto de cada um dos itens para posterior agregação na remoção da sazonalidade, apresentando séries mais suaves.

Identificou-se que a transformação das séries de custo da ração essencial mínima, através da utilização de deflatores e da conversão dólar, provoca mudanças na estrutura das componentes sazonais.

Foi possível também observar que a estabilização da economia, a partir do Plano Real, alterou a estrutura sazonal das séries de custo da ração essencial das regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro e Porto Alegre.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)