

SAZONALIDADE DO CUSTO DA RAÇÃO ESSENCIAL MÍNIMA NAS REGIÕES METROPOLITANAS DE BELO HORIZONTE, SÃO PAULO, PORTO ALEGRE E RIO DE JANEIRO, ANTES E APÓS O PLANO REAL¹

Marcelo Inácio Ferreira Ferraz²
Thelma Sáfadi³

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), de expectativas dos agentes na comercialização e da influência de políticas governamentais sobre os subsetores produtivos. Porém, na economia brasileira esses preços também foram fortemente afetados pelo processo inflacionário das últimas décadas.

Foram implementados diversos planos de estabilização: Cruzado I (fevereiro de 1986), Cruzado II (junho de 1987), Verão (janeiro 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 real e, finalmente, o real.

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, percebe-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.

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

2 - REVISÃO DA LITERATURA

2.1 - Ração Essencial Mínima

Segundo o Decreto Lei 399 (BRASIL, 1938), todo trabalhador adulto tem direito a uma quantia mínima de alimentos, a chamada ração essencial mínima. Para estabelecer os itens que compõem a ração essencial mínima (cesta básica), foi realizado um estudo censitário em diferentes localidades. As quantidades mensais dos treze produtos da ração essencial mínima e as regiões de abrangências são apresentadas na tabela 1.

A ração alimentar mínima é atualmente calculada, para diversas cidades do Brasil, pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos (DIEESE) e por instituições como o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e Fundação Getúlio Vargas (FGV), ou ainda, por prefeituras, associações de consumidores, universidades, etc.

¹Registrado no CCTC, IE-28/2007.

²Economista, Doutor, Professor do Departamento de Ciências Exatas e Tecnológicas (DCET) da Universidade Estadual de Santa Cruz (UESC) (e-mail: mfferraz@uesc.br).

³Matemática, Doutora, Professora do Departamento de Ciências Exatas (DEX) da Universidade Federal de Lavras (UFLA) (e-mail: safadi@ufla.br).

TABELA 1 - Quantidades Mensais de Cada Produto que Compõem a Ração Essencial Mínima para o Trabalhador Adulto, segundo Região de Abrangência¹

| Produto | Unidade | Região 1 | Região 2 | Região 3 |
|------------------|---------|----------|----------|----------|
| Carnes | kg | 6,0 | 4,5 | 6,6 |
| Leite | l | 7,5 | 6,0 | 7,5 |
| Feijão | kg | 4,5 | 4,5 | 4,5 |
| Arroz | kg | 3,0 | 3,6 | 3,0 |
| Farinha | kg | 1,5 | 3,0 | 1,5 |
| Batata | kg | 6,0 | - | 6,0 |
| Legumes (tomate) | kg | 9,0 | 12,0 | 9,0 |
| Pão francês | kg | 6,0 | 6,0 | 6,0 |
| Café em pó | g | 600 | 300 | 600 |
| Frutas (banana) | u. | 90 | 90 | 90 |
| Açúcar | kg | 3,0 | 3,0 | 3,0 |
| Banha/óleo | g | 750 | 750 | 900 |
| Manteiga | g | 750 | 750 | 750 |

¹Elaborada conforme Decreto Lei 399, sendo as quantidades diárias 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. Fonte: DIEESE.

2.2 - Ajuste Sazonal

Os métodos de ajustamento sazonal ou dessazonalização vêm, ao longo do tempo, representando papel de grande importância nos estudos das séries temporais. A grande popularização dessas técnicas se deve, em grande parte, à disponibilização de técnicas de ajustamento sazonal informatizadas, tais como: o método X-11 desenvolvido pelo *U.S. Bureau of the Census*, o método X-11-ARIMA do *Statistics Canada* e o método X-12-ARIMA disponibilizado pelo *U.S. Bureau of the Census*.

No Brasil, os filtros de médias móveis do tipo X-11 foram utilizados por Cezar et al. (1995), Fava e Rizzieri (1997) e Figueiredo e Staub (2001) para estudar a sazonalidade nas séries de índice de preços. Porém, segundo Fava e Rizzieri (1997), o ajustamento sazonal de séries econômicas não é um procedimento aceito de forma irrestrita. Em contrapartida, na literatura existe um certo consenso sobre a sazonalidade dos preços dos produtos alimentícios, principalmente os de origem agrícola.

A sazonalidade dos preços de produtos

alimentícios vem recebendo a atenção de diversos pesquisadores como Camargo Filho e Mazzei (1992), que analisaram o comportamento dos preços de alguns legumes e verduras no período de 1983 a 1988, utilizando como deflator o dólar. Foram analisados os preços de: alface, abobrinha, cenoura, pepino, pimentão, repolho, tomate e vagem. Para a estimativa dos fatores sazonais, os autores utilizaram o método X-11.

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 subperíodo 1986-90 em relação aos subperíodos 1974-78 e 1980-84.

Margarido; Bueno; Martins (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, da Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado 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 em menor oscilação de preços.

Outra questão polêmica no estudo de séries históricas de preços é a necessidade do deflacionamento. Segundo Hoffmann (1969), os fatores sazonais obtidos de séries de preços correntes são muito semelhantes aos obtidos utilizando preços reais sendo dispensável o deflacionamento para obtenção dos índices sazonais. A base dessa afirmativa é o argumento de que como o efeito da inflação é captado pela média móvel, ele é praticamente eliminado quando, para obter os fatores sazonais, se divide o preço mensal pela correspondente média geométrica móvel centralizada.

Segundo Moreira (1991), os trabalhos de Hoffmann (1969) foram desenvolvidos com séries de preços da década de 1960 que era possível utilizar séries nominais, pois os índices inflacionários eram poucos significativos em relação à componente sazonal. Entretanto, em pe-

ríodos de pressão inflacionária com grande elevação dos índices de preços e com grandes irregularidades, como os ocorridos na década de 1980, as estimativas dos fatores sazonais considerando séries nominais podem ser viesadas.

Cezar et al. (1995) analisaram os efeitos da inflação no ajustamento sazonal de preços recebidos pelos produtores de arroz, feijão, milho e ovos do Estado de São Paulo, utilizando o método X-11. Os resultados mostraram diferenças nos fatores sazonais obtidos do ajustamento sazonal das séries de preços nominais e reais, principalmente em períodos de grandes variações inflacionárias, mostrando a importância da deflação das séries de preços como ajuste *a priori*.

Contudo, os resultados de Moreira (1991) e Cezar et al. (1995) não invalidam os estudos de Hoffmam (1969) que permanecem válidos para períodos com baixos índices de inflação.

3 - 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, 2006).

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. 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 por Ferraz (2007), é o índice que menos altera as estruturas sazonais das séries de custo da ração essencial mínima.

Como a base de dados analisada por este trabalho apresenta dois períodos distintos, um com elevada taxa de inflação e outro com menores taxas inflacionárias, optou-se por dividir a análise em dois períodos: um anterior ao Plano Real (janeiro de 1983 a junho de 1994) e outro posterior (julho de 1994 a dezembro de 2005).

Cada uma das duas séries foi ajustada sazonalmente para cada uma das quatro regiões metropolitanas. Como procedimento de ajuste sazonal, utilizou-se o X-12-ARIMA. 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. A estrutura básica do Método X-12-ARIMA pode ser visualizada na figura 1. Maior detalhamento pode ser encontrado em Findley et al. (1998).

Os fatores sazonais obtidos para o período anterior e posterior ao Plano Real foram comparados considerando-se os seguintes aspectos: análise dos gráficos dos índices sazonais médios, decomposição, fatores sazonais máximos e mínimos e presença de sazonalidade estável,

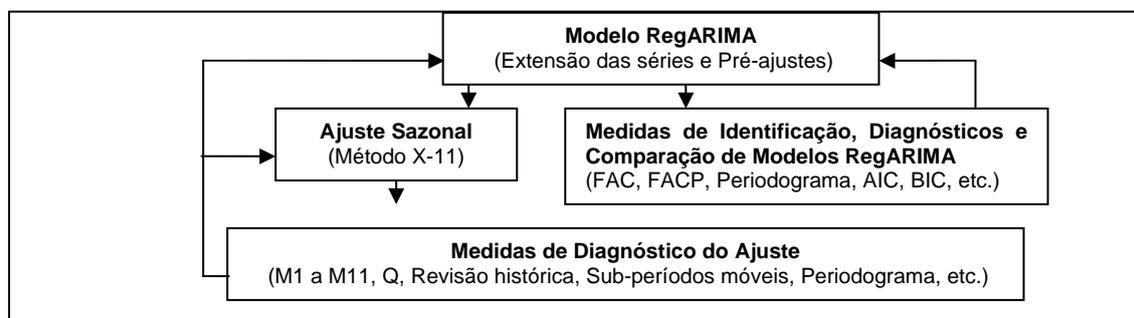


Figura 1 - Estrutura Básica do Método X-12-ARIMA.

Fonte: Adaptada de Findley et al. (1998).

móvel e identificável. Como suporte computacional foram utilizados os *softwares* R.2.5 e DEMETRA 2.0 do EUROSTAT, ambos gratuitos.

4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

A figura 2 apresenta o comportamento temporal do custo da ração essencial mínima em real a preços de janeiro de 1995 (deflacionado pelo IPCA), nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro.

neiro, no período compreendido entre janeiro de 1983 a dezembro de 2005. Aparentemente, as variações dos custos nas quatro regiões metropolitanas têm comportamento bastante semelhante apresentando uma estreita relação com os diversos planos de estabilização resultantes do processo inflacionário pelo qual passou a economia brasileira nas últimas décadas.

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

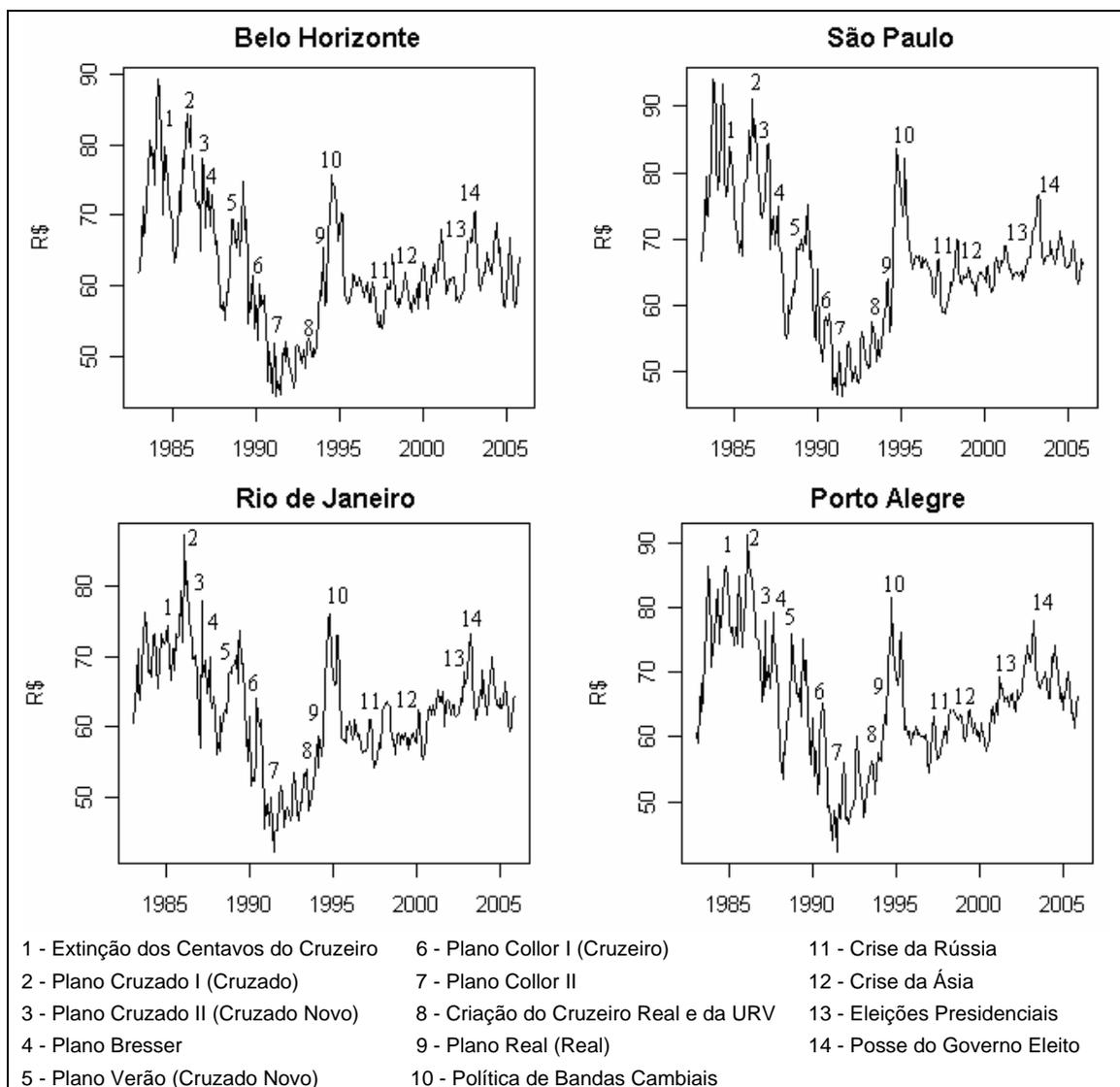


Figura 2 - Comportamento do Custo da Ração Essencial Mínima¹, nas Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro para o Período de Janeiro de 1983 a Dezembro de 2005.

¹Em real (preços de janeiro de 1995).

Fonte: Elaborada a partir de dados do DIEESE.

pela produção doméstica conjuntamente com a importação de alimentos. O aumento da oferta e, conseqüentemente, redução dos preços agrícolas deveu-se ao aumento da produtividade da atividade agrícola. A importação de alimentos foi facilitada graças à abertura da economia iniciada com 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 (Tabela 2). Contudo, ressalta-se que apesar de o custo ser formado basicamente por produtos agropecuários, alguns dos itens passam por processo de industrialização, o que permite seu armazenamento durante o ano, não sofrendo, assim, a influência direta dos períodos de safra e entressafra.

TABELA 2 - Produtos da Ração Essencial Mínima e seus Correspondentes Agropecuários

| Produtos da ração essencial mínima | Produtos agropecuários correspondentes |
|------------------------------------|--|
| 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 em grãos |
| Manteiga | Leite |

Fonte: Dados da pesquisa.

Na tentativa de avaliar a incidência dos fenômenos sazonais nas séries de custo da ração essencial mínima em algumas das principais regiões metropolitanas brasileiras, considerando realidades econômicas distintas, as séries foram ajustadas sazonalmente levando em conta o período anterior e Pós-Plano Real.

Para todas as séries aplicou-se a primeira diferença para retirar o efeito da tendência. A transformação logarítmica para retirar o efeito da dependência dos fatores sazonais, com o tempo, somente não foi aplicada para a série de

Belo Horizonte no período de janeiro de 1983 a junho de 1994.

Os resultados do modelo RegARIMA são apresentados na tabela 3. O ajuste 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% e percentagem de *outliers* inferior a 5%.

No período anterior ao Plano Real observou-se a ausência de significância do efeito de dias de negócios e ocorrência de 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).

Após o Plano Real 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 com estabilização da economia passa a ser significativo para as séries de Belo Horizonte, Rio de Janeiro e Porto Alegre.

Os resultados da segunda etapa do X-12-ARIMA, o ajuste sazonal X-11, são apresentados na tabela 4. Excetuando a série de Belo Horizonte, no período anterior ao Plano Real, todas as demais séries assumiram a decomposição multiplicativa.

No período anterior ao Plano Real os testes detectaram presença de sazonalidade estável significativa apenas para Porto Alegre. Já a sazonalidade móvel apresentou significância para Belo Horizonte e Rio de Janeiro. Porém, o teste combinado detectou a presença de sazonalidade identificável apenas para a série de Porto Alegre. O ajuste sazonal se mostrou justificável apenas para a região metropolitana de Porto Alegre, onde a sazonalidade se mostrou identificável e passou no teste global de ajuste à estatística Q com um valor inferior à unidade.

No período Pós-Plano Real, os testes indicaram a presença de sazonalidade estável em todas as regiões e móvel nas séries do Rio de Janeiro e de Porto Alegre. Porém, o teste combinado não detectou presença de sazonalidade identificável apenas na série de Porto Alegre. Não foram observadas falhas no ajuste dos modelos, pois, as estatísticas Q apresentaram valores menores que a unidade indicando que os modelos ajustados foram adequados.

TABELA 3 - Resultados do Modelo RegARIMA para as Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro e Porto Alegre, nos Períodos de Janeiro de 1983 a Junho de 1994 e de Julho de 1994 a Dezembro de 2005

| Região metropolitana | Período ¹ | Modelo | Erro de previsão | Prob Q Ljun-Box | Regressores | | | |
|----------------------|----------------------|------------------------------|------------------|-----------------|------------------|----|----|------------------------------|
| | | | | | Dias de negócios | Ao | TC | Valor extremo ² % |
| Belo Horizonte | P1 | (0,1,2)(0,1,2) ₁₂ | 7,9 | 20,74 | - | - | - | 0,0 |
| | P2 | (2,1,2)(2,1,0) ₁₂ | 4,0 | 27,36 | 2 | - | 2 | 0,0 |
| São Paulo | P1 | (2,1,2)(0,1,1) ₁₂ | 8,2 | 24,10 | - | 1 | - | 0,7 |
| | P2 | (1,1,1)(2,1,0) ₁₂ | 11,5 | 23,55 | - | - | - | 0,8 |
| Rio Janeiro | P1 | (1,1,1)(2,1,2) ₁₂ | 8,6 | 23,55 | - | - | 1 | 0,7 |
| | P2 | (0,1,0)(0,1,2) ₁₂ | 2,7 | 29,40 | 1 | - | 1 | 1,5 |
| Porto Alegre | P1 | (1,1,2)(1,1,1) ₁₂ | 9,4 | 22,45 | - | - | - | 0,0 |
| | P2 | (1,1,1)(0,1,1) ₁₂ | 4,8 | 25,92 | 1 | - | 1 | 0,0 |

¹P1 - Janeiro de 1983 a junho de 1994; P2 - julho de 1994 a dezembro de 2005.

²Ao - *Outliers* Aditivo; TC - mudança transitória no nível da série.

Fonte: Elaborada a partir de dados do DIEESE.

TABELA 4 - Resultados do Ajuste Sazonal X-11 no Período Anterior (Janeiro de 1983 a Junho de 1994) e Pós Plano Real (Julho de 1994 a Dezembro 2005) para as Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Rio de Janeiro

| Região metropolitana | Período | Decomposição | Teste sazonalidade ¹ | | | Qualidade do ajuste teste Q ² |
|----------------------|---------|----------------|---------------------------------|-------|----------|--|
| | | | Estável | Móvel | Identif. | |
| Belo Horizonte | P1 | Aditiva | 0,473 | 0,018 | NP | 1,38 |
| | P2 | Multiplicativa | 0,000 | 0,379 | P | 0,96 |
| São Paulo | P1 | Multiplicativa | 0,014 | 0,193 | NP | 1,14 |
| | P2 | Multiplicativa | 0,000 | 0,059 | P | 0,96 |
| Rio de Janeiro | P1 | Multiplicativa | 0,036 | 0,014 | NP | 1,22 |
| | P2 | Multiplicativa | 0,000 | 0,048 | P | 0,95 |
| Porto Alegre | P1 | Multiplicativa | 0,000 | 0,229 | P | 0,75 |
| | P2 | Multiplicativa | 0,000 | 0,014 | NP | 0,95 |

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

²Ajuste aceito apenas para Q < 1.

Fonte: Elaborada a partir de dados do DIEESE.

Portanto, a estabilização da economia alterou a estrutura sazonal das quatro regiões metropolitanas analisadas. Essas alterações podem ser visualizadas nas figuras 3, 4, 5 e 6 em que estão representados os fatores sazonais mensais para cada uma das regiões metropolitanas no período anterior e posterior ao Plano Real.

Nota-se, de maneira geral, que no período anterior ao Plano Real, excetuando-se a série de Porto Alegre, 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 bem mais definida, com tendência de elevação no primeiro semestre e queda no segundo.

A comparação dos *boxplot* dos períodos anteriores e posteriores ao Plano Real revelam a alteração dos fatores sazonais (Figura 7). É possível notar ainda uma maior amplitude dos fatores sazonais no período anterior ao real. Para Belo Horizonte a comparação gráfica fica comprometida por assumir decomposições distintas nos dois períodos.

Assim, no período inflacionário, a constante desvalorização da moeda e os diversos

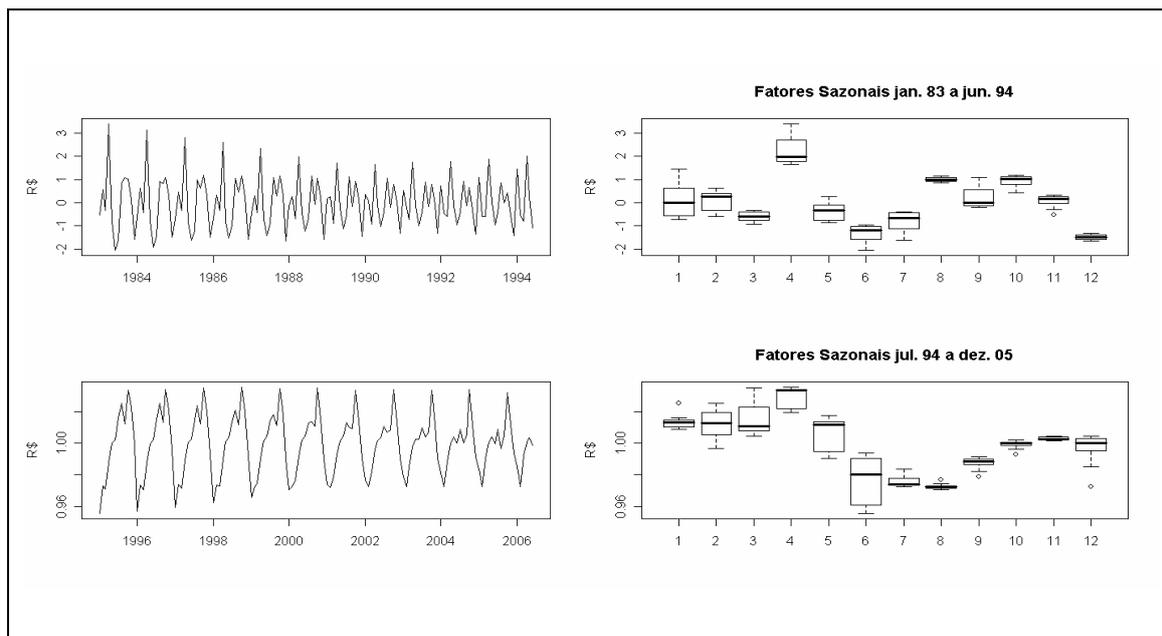


Figura 3 - Fator Sazonal Mensal e *Boxplot* para o Custo da Ração Essencial Mínima para a Região Metropolitana de Belo Horizonte, nos Períodos de Janeiro de 1983 a Junho de 1994 e de Julho de 1994 a Dezembro de 2005.

Fonte: Elaborada a partir de dados do DIEESE.

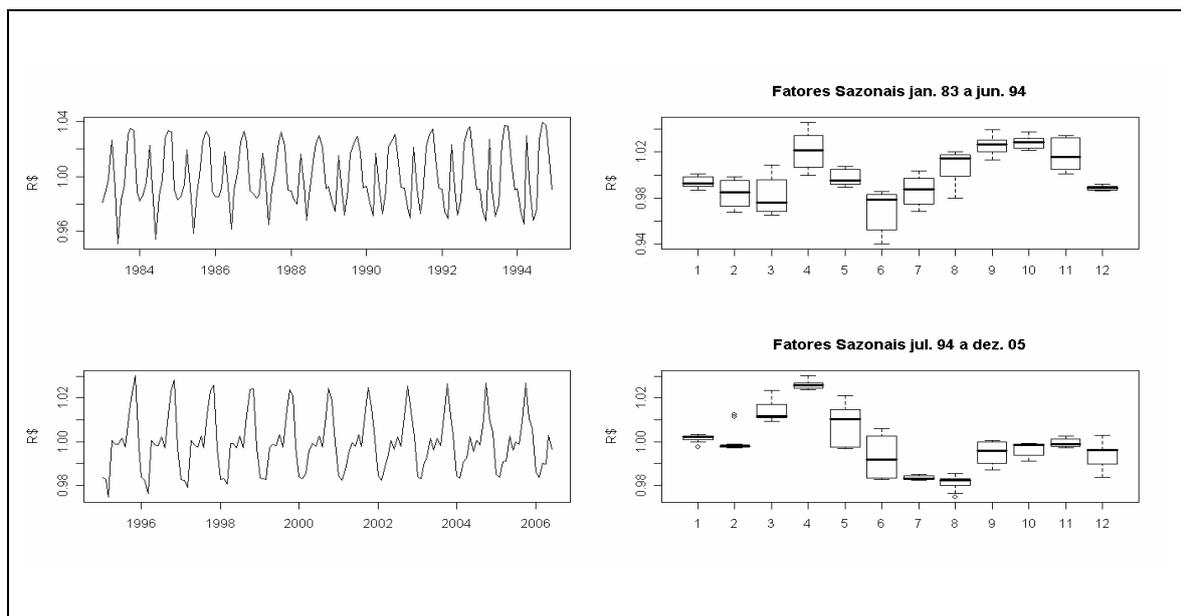


Figura 4 - Fator Sazonal Mensal e *Boxplot* para o Custo da Ração Essencial Mínima Para a Região Metropolitana de São Paulo, nos Períodos de Janeiro de 1983 a Junho de 1994 e de Julho de 1994 a Dezembro de 2005.

Fonte: Elaborada a partir de dados do DIEESE.

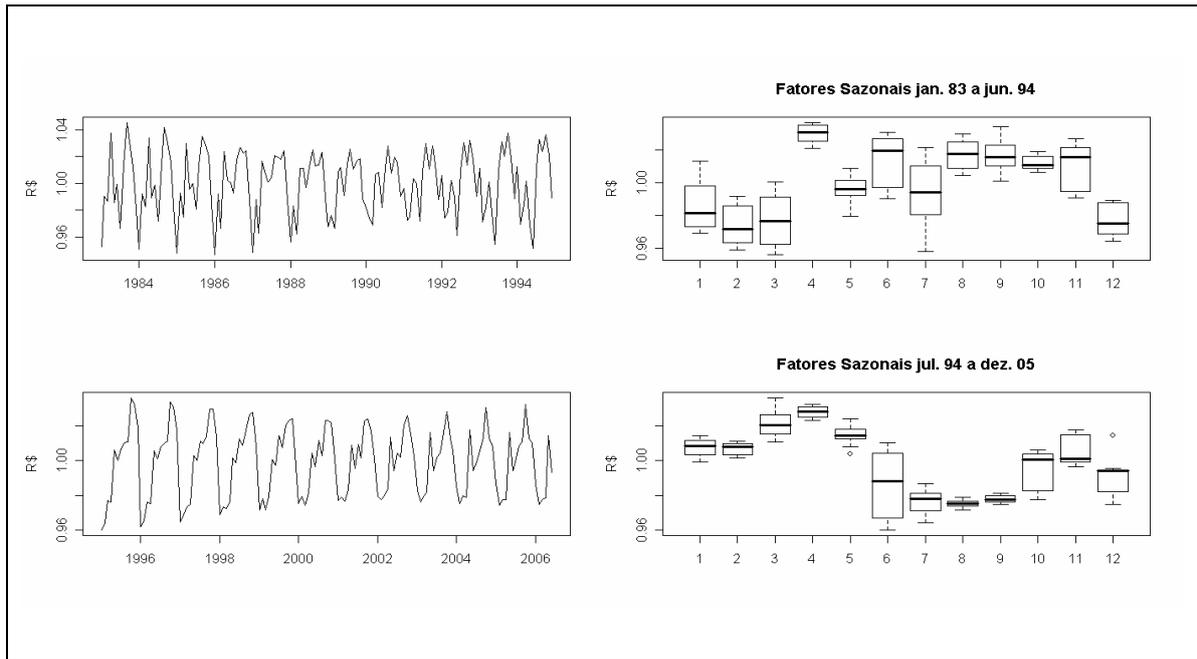


Figura 5 - Fator Sazonal Mensal e *Boxplot* para o Custo da Ração Essencial Mínima para a Região Metropolitana do Rio de Janeiro, nos Períodos de Janeiro de 1983 a Junho de 1994 e de Julho de 1994 a Dezembro de 2005.
 Fonte: Elaborada a partir de dados do DIEESE.

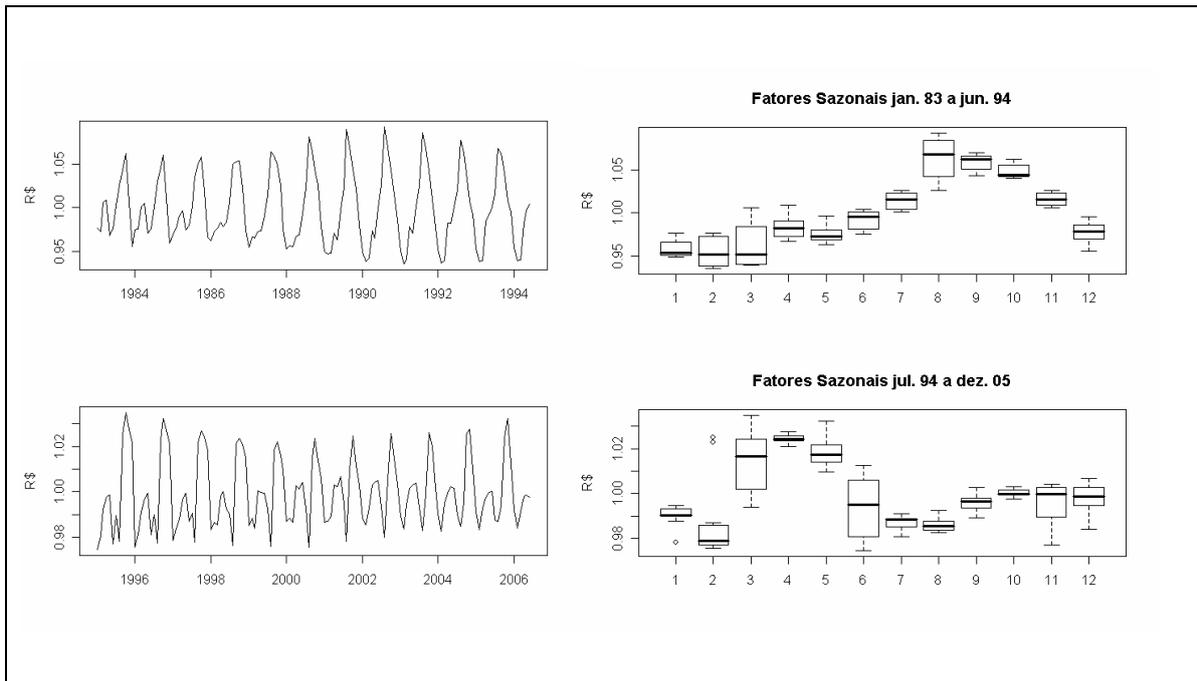


Figura 6 - Fator Sazonal Mensal e *Boxplot* para o Custo da Ração Essencial Mínima para a Região Metropolitana de Porto Alegre, nos Períodos de Janeiro de 1983 a Junho de 1994 e de Julho de 1994 a Dezembro de 2005.
 Fonte: Elaborada a partir de dados do DIEESE.

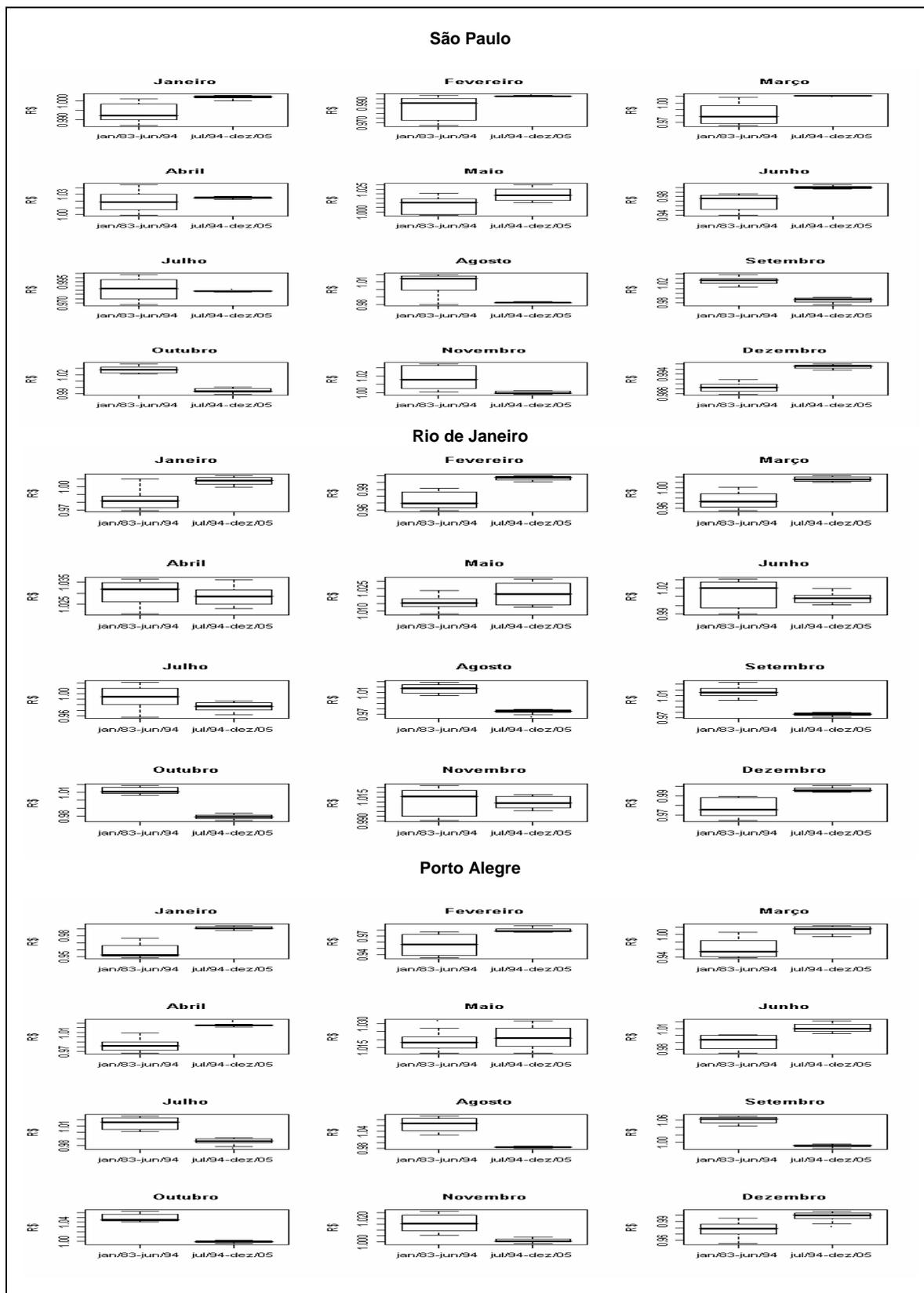


Figura 7 - Boxplot Mensal para o Custo da Ração Essencial Mínima para a Região Metropolitana de Porto Alegre, nos Períodos de Janeiro de 1983 a Junho de 1994 e de Julho de 1994 a Dezembro de 2005.

Fonte: Elaborada a partir de dados do DIEESE.

planos econômicos contribuíram para dificultar a determinação dos efeitos sazonais significativos nas séries e para a maior amplitude dos fatores sazonais. Esse resultado é semelhante ao encontrado por Freitas e Amaral (2002), que, ao avaliarem os reflexos dos Planos de estabilização para a série de preços de amendoim nos subperíodos 1990-94 e 1995-01, identificaram mudanças nas amplitudes das variações sazonais.

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 (Tabela 5).

Além da estabilização da economia, algumas das possíveis razões para a mudança do comportamento sazonal nas séries de custo da ração essencial mínima são: o desenvolvimento tecnológico que vem alterando o padrão sazonal dos produtos agrícolas e o processo de globalização.

5 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

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.

A divisão das séries em dois períodos, anterior e posterior ao Plano Real, possibilitou

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 passaram a ter a sazonalidade identificável.

A partir da estabilização da economia após o Plano Real, foram identificadas mudanças nas amplitudes das variações sazonais que passaram a ter uma menor variabilidade. Foi possível também para todas as regiões metropolitanas analisadas identificar os períodos de alta e baixa nos custos da ração essencial mínima, que passaram a ocorrer no segundo e terceiro semestre do ano refletindo os períodos de safra e entressafra.

Assim, no período após o Plano Real, a ocorrência de padrões sazonais bastante semelhantes permite que se façam previsões dos custos da ração essencial mínima para as quatro regiões, facilitando a adoção de políticas públicas que suavizem suas alterações. As instituições responsáveis pela segurança alimentar podem, nos meses em que se prevêem preços altos, adotarem políticas ampliadoras da oferta de produtos básicos ou seus substitutos através de importação ou liberação de estoques. Por outro lado, nos meses em que as previsões são de queda de preços, podem ser utilizadas medidas como a formação de estoques, funcionando como elemento regulador.

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.

TABELA 5 - 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

| Região metropolitana | Fator sazonal médio | | | |
|----------------------|------------------------|---------|-------------------|--------|
| | Anterior ao plano real | | Após o plano real | |
| | Mínimo | Máximo | Mínimo | Máximo |
| Belo Horizonte | Dezembro | Abril | Agosto | Abril |
| São Paulo | Junho | Outubro | Agosto | Abril |
| Rio de Janeiro | Março | Abril | Agosto | Abril |
| Porto Alegre | Fevereiro | Agosto | Agosto | Abril |

Fonte: Elaborada a partir de dados do DIEESE.

LITERATURA CITADA

BRASIL. Decreto-Lei 399/38. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, 7 maio 1938.

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.

CEZAR, S. A. G. et al. Ajustamento sazonal de preços com inflação. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo v. 42, t. 2, p. 39-63, 1995.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SÓCIO-ECONÔMICOS - DIEESE. 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.

FERRAZ, M. I. F. **Sazonalidade da ração essencial mínima nas grandes regiões metropolitanas brasileiras**. 2007. 187 p. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agropecuária) - Universidade Federal de Lavras.

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. et al. 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.

HOFFMANN, R. **Variação estacional de produtos agropecuários no estado de São Paulo**. 1969. 184 p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

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

MOREIRA, M. S. T. **Estacionalidade e concentração no mercado atacadista de frutas do estado de São Paulo**. 1991. 150 p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

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

SUEYOSHI, M. L. S. et al. 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.

**SAZONALIDADE DO CUSTO DA RAÇÃO ESSENCIAL MÍNIMA NAS
REGIÕES METROPOLITANAS DE BELO HORIZONTE, SÃO PAULO, PORTO ALEGRE
E RIO DE JANEIRO, ANTES E APÓS O PLANO REAL**

RESUMO: *Este estudo tem por objetivo verificar se os fatores sazonais das séries do custo da ração essencial mínima das regiões metropolitanas de Belo Horizonte, São Paulo, 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. Concluiu-se que a estabilização da economia provocou alteração dos fatores sazonais das séries de custo da ração essencial mínima para as regiões metropolitanas.

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

**SEASONALITY IN THE MINIMUM ESSENTIAL RATION COST IN METROPOLITAN
REGIONS OF BELO HORIZONTE, SÃO PAULO, PORTO ALEGRE,
AND RIO DE JANEIRO PRE-AND POST-BRAZILIAN REAL PLAN**

ABSTRACT: *This study has the objective of verifying whether the seasonal factors for the minimum essential ration series of costs for the metropolitan regions of Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre, and Rio de Janeiro suffered alterations on account of the economic stability. The seasonal adjustment procedure used was the X-12-ARIMA. The study spans the period from January 1983 through December 2005. It can be concluded that economic stability did cause alterations in the seasonal factors of these cost series for these metropolitan regions.*

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

Recebido em 07/05/2007. Liberado para publicação em 09/08/2007.

Informações Econômicas, SP, v.37, n.8, ago. 2007.