

JOSÉ CÉSAR CRUZ JÚNIOR

**REPASSE DAS VARIAÇÕES CAMBIAIS PARA OS PREÇOS DE
EXPORTAÇÃO: BRASIL, 1993-2004**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada para obtenção do título de “*Magister Scientiae*”.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2004

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

C957r
2004 Cruz Júnior, José César, 1979-
Repasse das variações cambiais para os preços de
exportação : Brasil, 1993-2004 / José César Cruz Júnior.
– Viçosa : UFV, 2004.
xii, 92f. : il. ; 29cm.

Inclui anexo.

Orientador: Orlando Monteiro da Silva
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de
Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 81-84

1. Preços - Determinação. 2. Exportação. 3. Política
cambial. 4. Comércio internacional. I. Universidade
Federal de Viçosa. II. Título.

CDD 22.ed. 338.52

JOSÉ CÉSAR CRUZ JÚNIOR

**REPASSE DAS VARIAÇÕES CAMBIAIS PARA OS PREÇOS DE
EXPORTAÇÃO: BRASIL, 1993-2004**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada para obtenção do título de “*Magister Scientiae*”.

Aprovada: 29 de dezembro de 2004.

Antônio Carvalho Campos

Erly Cardoso Teixeira

Geraldo Edmundo Silva Júnior
(Conselheiro)

Roberto Serpa Dias

Orlando Monteiro da Silva
(Orientador)

AGRADECIMENTOS

Agradeço, antes de tudo, a Deus por me dar saúde, força e coragem para continuar caminhando e lutando pelos meus objetivos.

Aos meus pais, César e Gracia, aos meus irmãos, Júlio e Mauro, por todo esforço que foi feito para ajudar-me a conseguir mais esta vitória. Às minhas avós Jalmira e Gelcira (*in memoriam*), aos meus tios Fernando, Lúcia e Mazzarelo, pelo incentivo de longa data. Às minhas tias Gericê e Gilca que, mesmo de longe, nunca se esquecem de mim.

À Elydia pelo carinho, tolerância, compreensão, ajuda e paciência nos momentos difíceis.

Aos colegas do mestrado de 2003: Adelson, Carlos André, Chico, José Ferreira, Karine, Laysa, Leonardo, Luciana, Roberta, Rosane, Tiago Doidão, Tiago Normal, Tânia, e William pelo convívio nestes anos. Em especial, agradeço aos amigos Chico, Luciana e William pelo companheirismo nas horas de estudo e pela amizade.

Aos amigos de república, Cacau, Daniel, Fabrício KK, Jan e Zazá por toda chateação e pelos momentos de descontração. Aos amigos do 2011 por todos os momentos de descanso. Ao amigo Luciano pelo companheirismo de todas as horas.

Ao meu orientador, professor Orlando Monteiro da Silva, pelo incentivo, confiança, oportunidades, dedicação, competência, exemplo de profissionalismo e, sobretudo, pela amizade ao longo de todos estes anos de parceria.

Aos membros da banca, professores Campos, Erly, Geraldo e Roberto pela satisfação em aceitarem meu convite e pelas sugestões que colaboraram significativamente para melhorar a qualidade deste trabalho.

Aos conselheiros, professores Geraldo e João Eustáquio pelas dicas imprescindíveis. Agradeço também ao professor Geraldo pelos empréstimos de livros, artigos, conselhos e, sobretudo, pela amizade e confiança criada nestes anos.

Aos funcionários do Departamento de Economia Rural, em especial a Carminha, Cida, Graça, Luísa, Rosângela e Tedinha por todos os favores prestados e atenção. Aos funcionários do Departamento de Economia, Armando, Luís e Lulu pelas gargalhadas.

À Universidade Federal de Viçosa e aos Departamentos de Economia e Economia Rural pela oportunidade de desenvolvimento pessoal e profissional.

BIOGRAFIA

JOSÉ CÉSAR CRUZ JÚNIOR, filho de José César Cruz Neto e Gracia Cardoso Cruz, nasceu em Ponte Nova, Minas Gerais, em 09 de janeiro de 1979.

Cursou seus estudos básicos na Escola Nossa Senhora Auxiliadora e formou-se no Ensino Médio na Escola Municipal José Maria da Fonseca, ambas em Ponte Nova.

Em setembro de 2002 obteve o título de Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), em Viçosa, Minas Gerais.

Em janeiro de 2003 ingressou no curso de mestrado do Programa de Pós-Graduação, em nível de Mestrado, em Economia Aplicada na Universidade Federal de Viçosa, submetendo-se à defesa de tese em 29 de dezembro de 2004.

SUMÁRIO

| | |
|------------------------------------------------------------------------------------------|------|
| SUMÁRIO DE TABELAS | vii |
| SUMÁRIO DE FIGURAS | viii |
| RESUMO | ix |
| ABSTRACT | xi |
| I – INTRODUÇÃO | 1 |
| 1.1 – Considerações iniciais | 1 |
| 1.2 – O problema e sua importância | 3 |
| 1.3 – Hipótese | 4 |
| 1.4 – Objetivos | 4 |
| II - REFERENCIAL TEÓRICO | 6 |
| III – MODELO ANALÍTICO | 15 |
| 3.1 – Dados em painel | 15 |
| 3.1.1- Especificações teóricas do método de dados em painel | 17 |
| 3.1.1.1 – Especificação geral | 17 |
| 3.1.1.2 – Especificação I: Método de Regressões Ordinárias | 19 |
| 3.1.1.3 – Especificação II: Método de Regressões Individuais | 19 |
| 3.1.1.4 - Especificação III: Método de Equações Aparentemente Não- Relacionadas (SUR) | 20 |
| 3.1.1.5 – Especificação IV: Método de Covariância | 21 |

| | |
|---------------------------------------------------------------|----|
| 3.1.1.6 – Especificação V: Método de Componentes de Erro | 21 |
| 3.1.1.7 – Especificação VI: Método de Coeficientes Aleatórios | 22 |
| 3.1.2 - Derivações dos principais métodos (Análise estática) | 23 |
| 3.1.2.1 – SUR | 24 |
| 3.1.2.2 – O método de efeitos fixos (EF) | 25 |
| 3.1.2.3 – O método de efeitos aleatórios (EA) | 27 |
| 3.1.3 - Seleção do método mais apropriado | 31 |
| 3.1.4 – Heterocedasticidade | 33 |
| 3.1.4.1 - Teste Bartlett | 34 |
| 3.1.4.2 - Teste Levene | 35 |
| 3.1.4.3 - Teste Brown-Forsythe | 36 |
| 3.1.5 – Autocorrelação | 35 |
| 3.2 - Filtro de Kalman | 39 |
| 3.2.1 - Modelo de Estado de Espaço | 39 |
| 3.2.2 - O modelo do filtro de Kalman | 41 |
| 3.2.3.1 – Alguns testes necessários | 43 |
| 3.2.3.2 – Autocorrelação | 44 |
| 3.2.3.3 - Teste de Normalidade | 45 |
| 3.3 – Modelos estimados | 45 |
| 3.4 – Fonte de dados | 46 |
| IV - RESULTADOS E DISCUSSÃO | 47 |
| 4.1 – Resultados para o Modelo 1 | 49 |
| 4.2 – Resultados para o Modelo 2 | 56 |
| 4.3 – Resultados da utilização do filtro de Kalman | 65 |
| V – CONCLUSÕES | 78 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 81 |
| ANEXO | 85 |

SUMÁRIO DE TABELAS

| | |
|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----|
| TABELA 1 - Matriz de coeficientes técnicos | 48 |
| TABELA 2- Teste LM de Breusch-Godfrey - Modelo 1 | 50 |
| TABELA 3 - Resultados dos testes de heterocedasticidade para o Modelo 1 | 51 |
| TABELA 4 – Resultados obtidos para os métodos Restrito, de Efeitos Fixos e de Efeitos Aleatórios para o Modelo 1 | 52 |
| TABELA 5 - Teste LM de Breusch-Godfrey - Modelo 2 | 57 |
| TABELA 6 - Resultados dos testes de heterocedasticidade para o Modelo 2 | 58 |
| TABELA 7 – Resultado da estimativa do Modelo 2, com Efeitos Fixos | 59 |
| TABELA 8 - Resultados do teste de normalidade de Jarque-Bera (JB) para os resíduos da estimação pelo fitro de Kalman | 66 |
| TABELA 9 - Resultados do teste de Box-Ljung (BL) para autocorrelação serial na estimação pelo fitro de Kalman | 67 |

SUMÁRIO DE FIGURAS

- FIGURA 1 – Resultados das estimativas para os coeficientes de repasse das variações cambiais para setores selecionados – Agropecuário, Borracha, Calçados e Celulose, Papel e Gráfica 68
- FIGURA 2 – Resultados das estimativas para os coeficientes de repasse das variações cambiais para setores selecionados – Extrativo Mineral, Madeira e Mobiliário, Minerais Não Metálicos e Químico 69
- FIGURA 3 – Evolução das séries de preço de exportação e custo total para setores analisados: Agropecuário, Borracha, Calçados, Celulose Papel e Gráfica, Extrativo Mineral e Materiais Elétricos 75
- FIGURA 4 - Evolução das séries de preço de exportação e custo total para setores analisados: Madeira e Mobiliário, Minerais não Metálicos, Químico e Têxtil. 76

RESUMO

CRUZ JÚNIOR, José César, M. S., Universidade Federal de Viçosa, dezembro de 2004. **Repasse das variações cambiais para os preços de exportação: Brasil, 1993 – 2004.** Orientador: Orlando Monteiro da Silva. Conselheiros: Geraldo Edmundo Silva Júnior e João Eustáquio de Lima.

Após 1994, com a criação do Real, os efeitos que as variações cambiais exercem na Balança Comercial brasileira passaram a ser alvo de constantes estudos. A análise do repasse de variações cambiais nos preços de exportação é empregada com a finalidade de examinar as relações entre variações cambiais e regras de fixação de preços dos setores exportadores nacionais. Esta análise possibilita determinar a competitividade dos setores no cenário mundial e é importante ferramenta para a fixação de preços dos produtos exportados. O objetivo geral deste trabalho consistiu em determinar o grau de repasse das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de dez setores selecionados da economia brasileira, entre o terceiro trimestre de 1993 e o primeiro trimestre de 2004. Pretendeu-se, ainda, avaliar a adequação das políticas cambiais adotadas neste período. Para realização das estimativas foram utilizados dados em painel e o filtro de Kalman. Os resultados indicaram um grau de repasse incompleto. Os valores fixos de repasse demonstram um baixo poder de

competitividade dos setores exportadores analisados, indicando que, principalmente no período inicial, mesmo diante de desvalorizações cambiais, a maioria dos setores estudados não devem ter desfrutado de todos os benefícios que poderiam ter em tais circunstâncias. A baixa competitividade destes no mercado internacional e as altas taxas de inflação impediram a expansão das margens de lucro dos exportadores e dificultaram o realinhamento de preços internos e externos. Verificou-se que políticas que visaram aumentar as exportações, via desvalorizações cambiais, não foram o melhor instrumento para melhorar o saldo da Balança Comercial. Todavia, constatou-se que o Plano Real teve forte influência na estabilização do coeficiente de *pass-through* de todos os setores analisados. Apesar de não ter sido verificado um forte efeito direto das desvalorizações cambiais nos preços de exportação, estas parecem ter exercido um grande impacto sobre o volume das exportações, uma vez que o saldo da Balança Comercial reverteu, a partir de 2002, o déficit gerado durante a década de 90. Concluiu-se que políticas econômicas que visem beneficiar o crescimento das exportações através de alterações nos preços relativos, não são suficientes para tornar os setores exportadores domésticos mais competitivos no mercado internacional.

ABSTRACT

CRUZ JÚNIOR, José César, M. S., Universidade Federal de Viçosa, December, 2004. **Exchange rate pass through to export prices: Brasil, 1993 – 2004.** Adviser: Orlando Monteiro da Silva. Committee Members: Geraldo Edmundo Silva Júnior and João Eustáquio de Lima.

After 1994, with the creation of Real, the effects of exchange rate changes on Brazilian Trade Balance became the target of many researches. The analysis of the exchange rate pass through to export prices aimed to verify the relations between exchange rate variations and price fixation rules of national export sectors. Such analysis allows determining the competitiveness of those sectors into the worldwide scenery and is an important factor to determine the prices of exported products. The aims of this research consisted in determining the value of the exchange rate pass through to the export prices of ten selected Brazilian economic sectors and review the exchange rate policies adopted from the third quarter of 1993 to the first quarter of 2004. Panel data and Kalman Filter methods were used to make the estimations. The outcomes indicate an incomplete pass through. The fixed values estimated show a low competitive power of the export sectors, indicating that, especially into the initial period, even

during exchange rate devaluations, almost all sectors did not enjoy the benefits they could have in such circumstances. The low competitive power of those sectors in the international market and the increasing inflation rates prevented the expansion of exporters' profit margins and embarrassed the realignment of internal and external prices. It was verified that policies that aimed exportation improvement by exchange rate devaluations did not have the best result at improving the Trade Balance. However, it was verified that the Real Plan had strong influence on stabilization of the coefficient of all analyzed sectors. In spite of not having been verified a strong straight effect from exchange rate devaluations on export prices, they seem to have exercised a big impact above the volume of exports, since the Trade Balance reverted, from 2002 on, the deficit generated during the 90's. It was concluded that economic policies that aimed the benefits of export growth by relative prices changes, are not sufficient to make the domestic export sectors more competitive into international market.

I – INTRODUÇÃO

1.1 – Considerações iniciais

Os efeitos que as variações na taxa de câmbio (em termos da moeda nacional em relação ao dólar norte americano) exercem na Balança Comercial brasileira passaram a ser alvo de constantes estudos, principalmente após 1994, com a criação do Real. Porém, já no início da década de 90, a abertura econômica promovida pelo governo Collor fez com que aumentassem os fluxos de divisas vindas do exterior, marcando o início das oscilações das reservas cambiais que se mantiveram até o final da década.

A década de 90 destacou-se pelas sucessivas crises externas e mudanças na política cambial brasileira, que provocaram forte reversão na situação inicialmente superavitária da Balança Comercial para uma posição deficitária. De acordo com Andrade et al. (2000), o primeiro ciclo cambial da década de 90 não foi resultado de nenhuma crise externa, mas sim da implementação do Plano Collor, em 1992, que, dentre outros aspectos, proporcionou maior liberalização da Conta de Capitais, aumento da taxa de juros e desvalorização real da taxa de câmbio. Tais

transformações permitiram ao país desfrutar de boa situação superavitária na Balança Comercial em períodos posteriores.

Segundo Portugal e Azevedo (2000), em função do superávit comercial gerado na primeira metade da década de 90, a implementação do Plano Real, conseguiu que a moeda nacional, o Real, se mantivesse valorizada em relação ao dólar. A forte entrada de capital estrangeiro de curto prazo permitiu que a taxa de câmbio nominal chegasse a ser cotada a 0,827 R\$/US\$ em 1994.

No entanto, um segundo ciclo cambial associado à crise mexicana, que atingiu o Brasil em março de 1995, forçou o governo a alterar a política de valorização do Real, passando a adotar uma política de bandas cambiais que eram corrigidas periodicamente pelo Banco Central. O efeito da política de valorização cambial associada ao contágio da crise mexicana fez com que o saldo da Balança Comercial passasse de um superávit de US\$ 10,47 bilhões, em 1994, para um déficit de US\$ 3,352 bilhões, em 1995 (Portugal e Azevedo, 2000).

Ainda segundo Portugal e Azevedo (2000), durante as crises asiática e russa que se sucederam em 1997 e 1998, a reação do governo foi conter a forte pressão para uma desvalorização cambial com o aumento da taxa de juros. A política de preservação do câmbio valorizado teve fim em janeiro de 1999 quando, em função da crise russa, que provocou aceleração na perda de reservas internacionais, o governo decidiu que a política até então adotada era insustentável e permitiu a livre flutuação do câmbio.

Dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA (2004) indicam que a situação deficitária começou a se reduzir já em 1998, porém, não na magnitude esperada. Como argumentam Portugal e Azevedo (2000), as exportações e importações pareciam ter reagido pouco à desvalorização cambial. Além disso, o fluxo de comércio do país com o resto do mundo reduziu-se pela metade em 1999, em função do contágio mundial das últimas duas crises da década de 90.

A posição da balança comercial brasileira reverteu-se para apresentar um saldo superavitário apenas a partir do segundo trimestre de 2001.

1.2 – O problema e sua importância

Sachsida e Teixeira (2004) revelam que os sucessivos déficits comerciais ao longo da década de 90 despertaram dúvidas quanto à adequação da política cambial adotada. A idéia é de que a desvalorização estimula a competitividade dos produtos exportados, tornando o produto nacional relativamente mais barato no cenário mundial e o produto importado, relativamente mais caro em relação a seu concorrente nacional. Para tais autores, apesar da plausibilidade do argumento apresentado, a magnitude dos efeitos de uma valorização cambial sobre a Balança Comercial depende de três fatores: (i) do grau de repasse de custos provocados por variações cambiais nos preços, que as empresas exportadoras/importadoras realizam; (ii) da capacidade das desvalorizações nominais alterarem a taxa de câmbio real; e (iii) da sensibilidade dos fluxos de comércio às desvalorizações reais.

A análise do repasse de variações cambiais nos preços de exportação (conhecido na literatura internacional com *pass-through*) vem sendo empregada desde o final da década de 80, com a finalidade de analisar as relações entre as variações cambiais e as regras de fixação de preços dos setores exportadores nacionais.

Carbaugh (2004) cita diversos fatores que controlam a extensão pela qual as variações na taxa de câmbio condizem com variações relativas de preços entre os países: alguns exportadores podem ser capazes de compensar os efeitos sobre o aumento de preços causados por uma valorização cambial, reduzindo as margens de lucro para manter a competitividade. Também, eles podem estar menos dispostos a aumentarem os preços se a desvalorização da moeda for vista como temporária. Além disso, o grau em que os setores exportadores implementam estratégias de preços depende da possibilidade de substituição do seu produto. Quanto maior o grau de diferenciação de seu produto, maior o controle sobre os preços e mais protegidos eles estarão das variações cambiais.

Pouco se tem encontrado na literatura econômica brasileira sobre o *pass-through* da taxa de câmbio nos preços de exportação, pois, a maior parte dos trabalhos realizados preocupou-se mais em verificar os efeitos das variações cambiais sobre os preços internos. Dentre os trabalhos que estimaram o grau de repasse de variações cambiais nos preços de exportação destacam-se o de Ferreira (2000) e Kannebley Jr. (2000).

A análise do *pass-through* da taxa de câmbio nos preços de exportação de alguns setores exportadores brasileiros torna-se importante não só para se determinar a competitividade destes setores no cenário mundial, mas também por permitir a obtenção de boa base de fixação de preços dos produtos exportados.

Assim, diferentemente dos trabalhos de Ferreira (2000) e Kannebley Jr. (2000), o presente trabalho tem como contribuições básicas apresentar a estimativa do grau de repasse de variações cambiais sob um diferente modelo econométrico e, ainda, estimar o grau de repasse, ou *pass-through*, variável no tempo.

1.3 – Hipótese

O grau de repasse das variações cambiais para os preços de exportação (*exchange rate pass-through*) dos setores exportadores brasileiros é incompleto. As variações cambiais não são totalmente repassadas para os preços de exportação dos produtos.

1.4 – Objetivos

O objetivo central deste trabalho é verificar o grau de repasse das variações cambiais para os preços de exportação (*exchange rate pass-through*), para setores exportadores selecionados da economia brasileira, para o período de 1993 a 2004.

Especificamente, pretende-se:

- i) determinar o grau médio do repasse de variações cambiais para os preços de exportação de setores selecionados, para o período de 1993 a 2004;
- ii) determinar a variação temporal do repasse de variações cambiais para os preços de exportação de cada setor selecionado, verificando sua evolução ao longo do período analisado; e,
- iii) relacionar o comportamento do grau de repasse estimado diante das crises e mudanças de política cambial ocorridas no período analisado, avaliando a adequação das políticas adotadas.

II - REFERENCIAL TEÓRICO¹

Os primeiros modelos que abordaram a influência da taxa de câmbio nos preços das exportações foram desenvolvidos nos anos 50. A abordagem das elasticidades foi o instrumental teórico desenvolvido naquela ocasião, e fornece explicações sobre a influência das variações cambiais nos preços de modo a permitir a análise da competitividade dos setores exportadores no mercado mundial.

De acordo com Campos (2003), o efeito imediato de uma desvalorização cambial é a redução dos preços relativos, em moeda estrangeira. Como consequência, os bens e serviços exportados pelos setores nacionais tornam-se mais competitivos no mercado internacional.

A análise formal do modelo da abordagem das elasticidades, segundo Ferreira (2000), parte da definição das elasticidades preço da demanda e da oferta de exportações e importações, que podem ser determinadas pelas equações que se seguem:

$$\eta_x = -\frac{\Delta q_x}{\Delta p_x^*} \quad (1)$$

¹ Demonstrações matemáticas mais detalhadas dos modelos desta seção são apresentadas no Anexo.

$$\varepsilon_x = \frac{\Delta q_x}{\Delta p_x} \quad (2)$$

$$\eta_m = \frac{\Delta q_m}{\Delta p_m^*} \quad (3)$$

$$\varepsilon_m = -\frac{\Delta q_m}{\Delta p_m} \quad (4)$$

Nas fórmulas de (1) a (4) “x” indica exportações, enquanto “m”, importações. Δq representa a variação percentual na quantidade; Δp , a variação percentual no preço doméstico; Δp^* , a variação percentual no preço do resto do mundo; η , a elasticidade preço da demanda; e, ε a elasticidade preço da oferta.

Deve-se ainda, considerar as seguintes equações para se formalizar o modelo:

$$\Delta p_x = \Delta e + \Delta p_x^* \quad (5)$$

$$\Delta p_m = \Delta e + \Delta p_m^* \quad (6)$$

Nas equações (5) e (6) Δe representa a variação percentual na taxa de câmbio, correspondendo ao número de unidades da moeda doméstica necessárias para se trocar por uma unidade de moeda estrangeira.

Reorganizando a equação (1), pode-se reescrevê-la da seguinte forma:

$$\Delta q_x = -\eta_x (\Delta p_x^*)$$

A equação (1) reescrita pode então substituir o termo Δq^x na equação (2) que fica expresso da seguinte forma:

$$\varepsilon_x = \eta_x \frac{\Delta p_x^*}{(\Delta e + \Delta p_x^*)} \quad (7)$$

Isolando-se o termo Δp_x em (7) obtém-se uma expressão para a taxa de variação do preço das exportações em moeda estrangeira:

$$\Delta p_x^* = \left[-\frac{\varepsilon_x}{(\eta_x + \varepsilon_x)} \right] \cdot \Delta e \quad (8)$$

A equação (8) corresponde ao chamado coeficiente de repasse das variações cambiais ao preço de exportação, conhecido na literatura também como *pass-through* da taxa de câmbio (*exchange rate pass-through*).

O coeficiente de repasse pode assumir dois valores extremos, sendo igual a zero ou -1. Quando for igual a zero, o coeficiente de *pass-through* é dito nulo e quando igual a -1, é dito completo.

O coeficiente de *pass-through* será nulo se uma das duas condições ocorrerem:

- i) a elasticidade preço da oferta de exportações (ε_x) for igual a zero; ou,
- ii) a elasticidade preço da demanda de exportações (η_x) for infinita.

Por outro lado, o mesmo coeficiente será completo se:

- iii) a elasticidade preço da demanda de exportações (η_x) for zero; ou,
- iv) a elasticidade preço da oferta de exportações (ε_x) for infinita.

No caso do coeficiente de repasse ser nulo, as variações na taxa de câmbio não afetarão os preços dos produtos exportados no mercado internacional, indicando baixa competitividade do setor exportador no mercado externo. No caso oposto, em que o repasse é completo, toda a variação cambial é repassada ao preço de exportação.

Ainda de acordo com Ferreira (2000), de forma análoga, pode-se reescrever a equação (3), substituir Δq_m na equação (4), e isolar Δp_m^* para se chegar à expressão:

$$\Delta p_m^* = \left[-\frac{\eta_m}{(\eta_m + \varepsilon_m)} \right] \cdot \Delta e \quad (9)$$

A equação (9) expressa o coeficiente de repasse das variações cambiais para os preços de importação.

Pode-se afirmar que o coeficiente de *pass-through* será nulo se:

- i) a elasticidade preço da oferta de importações (ε_m) for infinita; ou,
- ii) a elasticidade preço da demanda de importações (η_m) for zero.

O mesmo coeficiente será completo se:

- iii) a elasticidade preço da oferta de importações (ε_m) for zero; ou,
- iv) a elasticidade preço da demanda de importações (η_m) for infinita.

Quando o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços das importações é nulo, os preços dos importações em moeda estrangeira permanecem inalterados quando ocorrem variações cambiais, refletindo assim, integralmente nos preços domésticos dos produtos importados. Quando o mesmo coeficiente é completo, os preços das importações movem-se na mesma proporção, porém, em direção inversa à variação da taxa de câmbio. Neste caso, os preços em moeda doméstica dos bens importados permanecem inalterados.

Deve-se, no entanto, ressaltar que os casos extremos de coeficientes nulos ou completos não são as únicas possibilidades. Coeficientes de repasse (*pass-through*) com valores entre zero e -1 são com bastante frequência encontrados em análises empíricas. Neste caso, o coeficiente é dito incompleto.

Existindo bens substitutos perfeitos com os quais os exportadores nacionais competem no mercado internacional e supondo-se inicialmente que o mercado externo encontre-se em equilíbrio, mudanças na taxa de câmbio podem provocar mudanças nos preços no resto do mundo, tal que, de acordo com Ferreira (2000), a seguinte condição seja observada:

$$-\eta^* \Delta p^* = (1 - \beta) \varepsilon^* \Delta p^* + \beta \varepsilon_x (\Delta p^* + \Delta e) \quad (10)$$

Em que o asterísco indica as mesmas variáveis definidas anteriormente expressas para o resto do mundo.

O termo do lado esquerdo da equação (10) expressa a variação da demanda no resto do mundo associada a uma variação no preço do bem em questão. A variação expressa do lado direito por sua vez, pode ser decomposta em dois termos. O primeiro termo, $\Delta \varepsilon^* p^*$, corresponde à variação originada na oferta do resto do mundo, e o segundo, $\varepsilon_x (\Delta p^* + \Delta e)$, à variação originada na oferta da economia exportadora, ambas ponderadas pelas respectivas participações no abastecimento mundial. O equilíbrio no mercado externo é alcançado se a variação na demanda for igual à variação na oferta.

Finalmente, a expressão (10) pode ser reescrita:

$$\Delta p^* = \left\{ - \frac{\beta \varepsilon_x}{[\varepsilon^* + (1-\beta)\varepsilon^* + \beta\varepsilon^*]} \right\} \cdot \Delta e \quad (11)$$

Se $\beta = 0$, o repasse de variações cambiais para o preço do resto do mundo é nulo, sendo o resto do mundo, desta forma, auto-suficiente. Se $\beta = 1$, o país é monopolista e (11) se reduz a (8), com $\Delta p^* = \Delta p_x^*$ e $\varepsilon^* = \varepsilon_x$. Pode-se concluir, portanto, que o coeficiente de *pass-through* será tanto maior, quanto maior for a participação do país no abastecimento mundial do bem em questão. Quanto maior for esta participação, maior será o repasse das variações cambiais para o preço de exportação do produto.

Os modelos de *pass-through* da taxa de câmbio surgidos a partir da década de 90, procuraram basear-se na Teoria da Organização Industrial para revelar a importância da estrutura de mercado, da diferenciação dos produtos, da existência de comércio intra-indústria e de barreiras não tarifárias nas discussões do impacto da taxa de câmbio em outras variáveis. Modelos como os de Dornbusch (1987) e Fischer (1989) são frequentemente citados como artigos clássicos nestas ocasiões.

O modelo proposto por Dornbusch (1987) baseia-se nas hipóteses de que a tecnologia utilizada é linear, o trabalho é o único insumo utilizado, os custos de produção (salários) são dados nas respectivas moedas nacionais, os bens produzidos domesticamente e no resto do mundo são substitutos perfeitos e o comportamento do mercado segue o modelo de Cournot.

Dada a função de demanda inversa do resto mundo, definida como $P^* = f(Q^*)^2$, onde P^* é o preço no resto do mundo, e Q^* a quantidade demandada no resto do mundo, as firmas domésticas e estrangeiras procuram maximizar suas respectivas funções de lucro definidas como:

$$\pi = f(Q^*)e - wQ \quad (12)$$

$$\pi^* = f(Q)Q^* - w^*Q^* \quad (13)$$

² O símbolo asterisco (*) será utilizado de agora em diante para definir as variáveis para o resto do mundo, ou equivalente ao estrangeiro.

Em que, π representa o lucro; e a variação na taxa de câmbio, definida em unidades da moeda doméstica trocadas por uma unidade de moeda estrangeira; w o custo unitário de produção.

Após a resolução do problema de maximização das funções de lucro e de algumas manipulações algébricas, chegar-se a³:

$$\frac{P^*}{e} = -\left(\frac{n}{N^*}\right)\left(\frac{w}{eP^*}\right) \quad (14)$$

Em que $N^* = n+n^*+1$ sendo que, n e n^* representam, respectivamente, o número de produtores domésticos e estrangeiros exportando para o resto do mundo.

O coeficiente de repasse depende, desta forma, dos dois termos multiplicativos do lado direito da equação (14). Quando ambos os termos são menores que um, a desvalorização cambial resulta em redução menos que proporcional no preço do produto exportado, medido em moeda estrangeira. “*Essa redução no preço será tanto menor quanto menor a participação das firmas domésticas no mercado do resto do mundo (...) e quanto menos competitivo for o setor(...).*” [Ferreira (2000), pg. 255]

Kannebley Jr. (2000) estimou o grau de repasse de variações cambiais nos preços de exportação para os principais setores exportadores brasileiros através da utilização do modelo proposto por Hooper e Mann (1990). De acordo com este modelo, os k setores exportadores fixam seus preços em moeda nacional (P_k^d) aplicando um *mark-up* (m) sobre os custos marginais de produção (C_k^d):

$$P_k^d = mC_k^d \quad (15)$$

Segundo Kannebley Jr. (2000), o preço das exportações expresso em moeda estrangeira (P_k^e) é obtido através do deflacionamento do preço, em moeda nacional, pela taxa de câmbio e , definida como no modelo anterior:

$$P_k^e = \frac{P_k^d}{e} = m \frac{C_k^d}{e} = mC_k \quad (16)$$

³ Para maiores detalhes ver Ferreira (2000), especialmente páginas 253 a 255.

Assumindo-se que o *mark-up* seja sensível às pressões concorrenciais dos mercados doméstico e externo, é possível defini-lo como:

$$m = \left[\frac{eP_k^i}{C_k^d} \right]^\alpha [Z]^\beta \quad (17)$$

Em que P_k^i expressa o preço de longo prazo determinado pelo vigor da lei do preço único; a razão P_k^i/C_k^d expressa o coeficiente de rentabilidade das exportações para o setor k ; Z é um vetor composto pela variáveis *gap* do produto doméstico, determinada pela diferença entre o produto potencial e real (G_k^d) e pela variável volatilidade da taxa real de câmbio (v_k); enquanto α e β são vetores de parâmetros.

A equação estimada por Kannebley Jr. (2000) é obtida via linearização de (17) e pode ser expressa da seguinte forma⁴:

$$P_k^e = \alpha P_k^i + (1 - \alpha)(C_k^d - e) + \beta_1 G_k^d + \beta_2 v_k \quad (18)$$

Em que $(1 - \alpha)$ é o coeficiente de *pass-through*, onde $0 \leq \alpha \leq 1$. Desta forma, quando $\alpha = 1$, o grau de repasse de variações cambiais no preço é igual a zero, de modo que o *mark-up* responde plenamente às pressões concorrenciais internacionais. Quando $\alpha = 0$, o *pass-through* é completo e o *mark-up* é insensível às pressões externas, de modo que as variações cambiais e de custos são totalmente repassadas aos preços de exportação. Quando $0 < \alpha < 1$, tem-se o caso mais comum encontrado em trabalhos empíricos, em que o grau de repasse não é completo e nem nulo, ou seja, o *pass-through* é dito incompleto.

No trabalho realizado por Kannebley Jr. (2000) foram estimados os coeficientes de repasse de variações cambiais para o preço de exportação para o curto e longo prazos. Os resultados encontrados por tal autor revelaram que para a maioria dos setores analisados, no período de 1984 a 1997, os coeficientes de *pass-through* encontrados foram nulos ou baixos, de maneira que estes setores teriam pouca capacidade de fixar preços no mercado internacional.

⁴ Assume-se uma relação multiplicativa entre os componentes de Z .

Outro modelo bastante utilizado na literatura internacional é o apresentado por Menon (1995). Na literatura brasileira, tal modelo foi utilizado por Ferreira (2000) para analisar o grau de repasse de variações cambiais nos preços das exportações de manufaturados no Brasil, no período que compreende o primeiro semestre de 1977 ao quarto semestre de 1996. Tejada et al. (2003) utilizaram o mesmo modelo para analisar as variações do *pass-through* da taxa de câmbio no preço de exportação de uma seleção de produtos agropecuários do estado do Rio Grande do Sul⁵.

O modelo desenvolvido por Menon (1995) e utilizado por aqueles autores parte de um modelo de *mark-up* do tipo:

$$P_x^* = (1 + \lambda) \left(\frac{CP}{e} \right) \quad (19)$$

No qual P_x^* é o preço das exportações medido em moeda estrangeira; CP o custo de produção; e é a taxa de câmbio; e λ o *mark-up*. Este último pode ser definido, ainda, como variando de acordo com a pressão competitiva do mercado mundial, sendo descrito como:

$$(1 + \lambda) = \left[\frac{P_w}{\left(\frac{CP}{e} \right)} \right]^\alpha \quad (20)$$

Substituindo (20) em (19):

$$P_x^* = \left[\frac{P_w}{\left(\frac{CP}{e} \right)} \right]^\alpha \left(\frac{CP}{e} \right) = P_w^\alpha \left(\frac{CP}{e} \right)^{(1-\alpha)} \quad (21)$$

Aplicando-se o logaritmo natural em ambos os lados de (21):

$$\ln P_x^* = (1 - \alpha) \ln \left(\frac{CP}{e} \right) + \alpha \ln(P_w) \quad (22)$$

Para uma versão irrestrita do modelo, no qual não se faz necessário que a soma dos coeficientes das variáveis explicativas seja igual a um, tem-se que:

⁵ Neste artigo, diferentemente de Ferreira, os autores utilizaram um modelo econométrico que os permitiu calcular o grau de *pass-through* variável no tempo. O trabalho de Ferreira revela um grau de *pass-through* constante no tempo.

$$\ln P_x^* = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{CP}) - \beta_2 \ln(e) + \beta_3 \ln(P_w) \quad (23)$$

O parâmetro β_2 é o coeficiente de repasse, ou *pass-through*, a ser estimado. Quando $\beta_2 = 0$ o repasse é nulo e a taxa de câmbio não exerce influência no preço em moeda estrangeira do produto exportado, de modo que variações cambiais afetam apenas as margens de lucro dos exportadores. Quando $\beta_2 = 1$ o coeficiente é dito completo e pode-se dizer que ocorre repasse integral da desvalorização cambial para o preço de exportação, alterando assim a competitividade do produto doméstico no exterior. Se $0 < \beta_2 < 1$, o *pass-through* é incompleto.

Ferreira (2000) encontrou um coeficiente de *pass-through* incompleto e relativamente baixo (27%), reafirmando a pouca capacidade de determinação de preços por parte do setor de manufaturados brasileiros.

Tejada et al. (2003) encontraram evidências em favor de estimativas de coeficientes de repasse variáveis no tempo para os preços de exportação dos principais produtos exportados pelo estado do Rio Grande do Sul, sendo estes também relativamente baixos.

III - MODELO ANALÍTICO

Para realizar as estimativas do grau de repasse de variações cambiais nos preços de exportações dos setores analisados, dois métodos de estimação serão utilizados. O método de dados em painel será utilizado para estimar o coeficiente de *pass-through* médio no período analisado para cada setor individualmente, enquanto o algoritmo do Filtro de Kalman será utilizado para estimar o mesmo coeficiente variável no tempo.

3.1 – Dados em painel

Os métodos estatísticos que possibilitam a combinação de dados de seção cruzada (*cross section*) e de dimensão cronológica surgiram a partir da década de 60. Dentre seus precursores podem ser citados Zellner (1962), com o método de regressões aparentemente não relacionadas (SUR); Balestra e Nerlove (1966), com o método de componentes de erro; e, ainda, Swamy (1970) como o método de coeficientes variáveis.

Segundo Balestra (1992) os três principais fatores que podem explicar o extraordinário desenvolvimento deste tipo de método foram:

- A freqüente publicação de dados coletados por organizações sobre observações individuais em diferentes períodos, que possibilitou ampliar a freqüência de duas dimensões: a seção cruzada e a cronológica. Dada a relativa escassez de dados econômicos, tornou-se importante que toda informação relevante fosse utilizada da maneira mais eficiente possível;
- O avanço na tecnologia dos computadores e dos *softwares* que fez com que problemas que não podiam ser resolvidos há algumas décadas, se tornassem rotineiros; e,
- O progresso na elaboração e implementação de métodos estatísticos apropriados que cobrem ampla gama de situações pertinentes à pesquisa econômica.

Quando os dados coletados possuem característica bi-dimensional (seção cruzada e série temporal), o aspecto do problema é ter o claro entendimento de como as diferenças entre as unidades e/ou o tempo devem ser modeladas.

O método de dados em painel (*panel data*) agrupa informações sobre um conjunto de indivíduos, obtidas repetidamente em diferentes períodos, possibilitando o tratamento dos dados da maneira descrita anteriormente, de modo a se escolher a forma mais apropriada de se tratar as informações disponíveis.

Hsiao (1991) cita algumas das principais vantagens de utilizarem-se dados em painel em relação aos tradicionais métodos simples de dados de seção cruzada ou de séries temporais. Dentre as vantagens, pode-se citar, principalmente, a obtenção de um grande número de observações, o que faz aumentar os graus de liberdade e a eficiência dos parâmetros estimados, pelo fato de se reduzir o problema de colinearidade entre as variáveis explicativas. Segundo Silva e Cruz Jr. (2004), a utilização conjunta dos dados permite também que a dinâmica intertemporal e a individualidade das variáveis analisadas possam ser mais bem controladas, no que se refere aos efeitos da omissão de outras variáveis.

Vários exemplos da utilização de dados em painel são apontados na literatura e, todos eles, ressaltam as vantagens de sua utilização. Verbeek (2000) aponta como exemplo uma situação na qual se verifique que o consumo médio cresça em 2% de um ano para o outro. Os métodos de dados em painel são capazes de identificar se esse crescimento foi resultado, por exemplo, de um crescimento de 2% para todos os indivíduos ou de 4% para a metade deles e nenhum crescimento para os demais. Isto é, os métodos de dados em painel não são apenas apropriados para explicar porque unidades individuais se comportam diferentemente, mas, também, para modelar porque tais unidades se comportam diferentemente em diferentes períodos.

Balestra (1992) também cita um exemplo de uma função de produção, na forma log-log, na qual as variações na produção são explicadas pelo capital, trabalho e habilidade gerencial. Uma vez que esta última variável é não-observável, ao estimar-se uma regressão na forma de seção cruzada entre as firmas, as estimativas das elasticidades são viesadas, desde que uma importante variável (habilidade gerencial) foi omitida. No contexto dos dados em painel, é possível controlar esta omissão ao introduzir na equação um efeito fixo individual (assumido ser constante ao longo do tempo) e, desta forma, eliminar os vieses das estimativas das elasticidades.

3.1.1- Especificações teóricas do método de dados em painel

3.1.1.1 - Especificação geral

Partindo-se de um modelo de regressão linear simples no qual a variável dependente y é explicada por K variáveis exógenas x_1, x_2, \dots, x_k e um termo não observável de erro aleatório u , o modelo tradicional do método de dados em painel, de acordo com Balestra (1992), pode ser representado da seguinte forma:

$$y_{it} = \beta_{1it}x_{1it} + \beta_{Kit}x_{Kit} + u_{it}$$

$$y_{it} = x'_{it}\beta_{it} + u_{it} \tag{24}$$

Onde β_{kit} são os parâmetros desconhecidos de interesse, x'_{it} é o vetor linha (1xK) de variáveis explicativas e β_{it} é o vetor coluna (Kx1) de coeficientes da regressão. O termo constante pode, portanto, ser tratado como $x_{1it} = 1$ para todos os indivíduos i no tempo t , de forma que é mais conveniente representar (24) como:

$$y_{it} = \beta_{1it} + \beta_{2it}x_{2it} + \dots + \beta_{Kit}x_{Kit} + u_{it}$$

$$y_{it} = \beta_{1it} + \tilde{x}'_{it}\tilde{\beta}_{it} + u_{it} \quad (25)$$

O vetor \tilde{x}'_{it} da equação (25) contém os $K-1$ valores das variáveis exógenas, excluindo-se o termo de intercepto.

Assim sendo, as equações (24) e (25) simplesmente indicam que cada indivíduo i possui seu próprio coeficiente de reação, sendo este específico para cada período de tempo t .

No entanto, um modelo geral como descrito anteriormente não pode ser estimado, uma vez que o número de parâmetros a serem estimados excede o número de observações disponíveis.

Balestra (1992) avalia que, para o modelo se tornar interessante e manter seu poder explicativo, é essencial estruturá-lo da mesma forma realizada em uma regressão linear simples, de modo a realizar três tipos de suposições, relativas às variáveis explicativas, às propriedades dos resíduos e à relação estatística entre as variáveis explicativas e os resíduos.

De forma a simplificar os métodos apresentados na sequência, deve-se assumir que as variáveis explicativas são não-estocásticas e independentes dos resíduos. Além disso, assume-se também a hipótese de que apenas a heterogeneidade entre indivíduos seja considerada, não fazendo nenhuma referência, portanto, a variações temporais nos coeficientes estimados⁶.

Diante destas simplificações, ainda segundo Balestra (1992), as diferentes especificações do método de dados em painel podem ser apresentadas fazendo-se

⁶ As diferenças temporais entre os diferentes setores analisados serão captadas pelo método do filtro de Kalman, que é apresentado na seção 3.2. Para maiores detalhes sobre aplicações de dados em painel com coeficientes que variam no tempo ver, por exemplo, Hsiao (1991) e Baltagi (1995).

apenas pressuposições referentes às propriedades residuais e ao grau de variabilidade dos coeficientes da regressão⁷.

3.1.1.2 - Especificação I: Método de Regressões Ordinárias

O conjunto de hipóteses mais simples a ser considerado é de que todas as unidades de seção cruzada possuem as mesmas características (características estas mantidas ao longo do tempo), ou seja, são homogêneas. Desta forma, a partir do modelo apresentado em (25), tem-se que:

$$H1(I): \beta_{kit} = \beta_k \text{ para todo } i \text{ e } t.$$

$$H2(I): u_{it} \sim N(0, \sigma^2).$$

Neste caso, todas as hipóteses para a estimação pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) são satisfeitas e este deve ser o método utilizado na estimação dos K coeficientes no modelo agrupado de dados em painel (*pooled*).

Este modelo tem a vantagem de ser parcimonioso, uma vez que apenas K coeficientes devem ser estimados. No entanto, a hipótese de homogeneidade dos indivíduos é muito forte, de modo que, se alguma diferença entre as seções cruzadas for apontada, esta especificação deve ser abandonada.

3.1.1.3 - Especificação II: Método de Regressões Individuais

O método de estimação por regressões individuais postula que as diferenças entre as seções cruzadas podem ser captadas por coeficientes de reação específicos para cada uma delas, porém, constantes ao longo do tempo. Formalmente:

$$H1(II): \beta_{kit} = \beta_{ki} \text{ para todo } i.$$

$$H2(II): u_{it} \sim N(0, \sigma^2).$$

⁷ A descrição das especificações dos modelos baseia-se em Balestra (1992).

A especificação aqui apresentada tem como principais vantagens ser computacionalmente simples, tratar explicitamente as diferenças individuais e ainda permitir testar tais diferenças. Porém, ainda apresenta algumas desvantagens tais como não ser parcimoniosa, não apresentar estimativas muito confiáveis quando N for grande e T pequeno, e abrir mão de qualquer interdependência individual entre as seções cruzadas analisadas.

3.1.1.4 - Especificação III: Método de Equações Aparentemente Não-Relacionadas (SUR)

A pressuposição de interdependência entre os indivíduos, assumida na especificação II, pode ser considerada muito forte, uma vez que muitos fatores não-observáveis, incluídos no termo de intercepto, podem afetar todos os indivíduos, ou parte deles, ao mesmo tempo. Esta possibilidade revela que a covariância contemporânea entre os resíduos das regressões individuais pode não ser igual a zero. Isto torna necessária uma análise na matriz de covariância residual, pois uma vez verificada a suposição de interdependência entre duas ou mais regressões, o método SUR passa a ser o mais apropriado.

As hipóteses já descritas podem ser formalizadas da seguinte maneira:

H1(III): $\beta_{kit} = \beta_k$ para todo i e t .

H2(III): $E(u_{it}) = 0$ para todo i e t .

$$E(u_{it}, u_{js}) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{se } t = s \\ 0 & \text{se } t \neq s. \end{cases}$$

O método SUR tem sido amplamente utilizado em modelos onde T é grande, pois, além de levar em conta as diferenças individuais, também considera a suposição de interdependência entre as equações, o que parece ser bastante razoável para períodos longos de tempo. No entanto, quando N for grande e T relativamente pequeno, ocorre uma grande perda de graus de liberdade, inviabilizando a utilização do modelo SUR.

3.1.1.5 - Especificação IV: Método de Covariância

Neste método de estimação assume-se que todos os coeficientes são os mesmos para todos os indivíduos, exceto um termo fixo individual. Isto pode ser realizado através de uma especificação que permita a estimação de um intercepto para cada seção cruzada analisada. Formalmente tem-se:

$$H1(IV): \beta_{1it} = \beta_{1i} \text{ para todo } t.$$

$$H2(IV): \beta_{kit} = \beta_k \text{ para todo } i \text{ e } t, k = 2, \dots, K.$$

$$H3(II): u_{it} \sim N(0, \sigma^2).$$

A especificação resultante é do tipo:

$$y_{it} = \beta_{1i} + \tilde{x}'_{it} \tilde{\beta} + u_{it} \quad (26)$$

A equação apresentada em (26) representa o Método de Covariância (MC), também conhecido como método de Mínimo Quadrado de Variáveis *Dummies* (MQDV). Como pode ser visto, a única diferença entre os indivíduos é representada pelos termos de interceptos β_{1i} .

As grandes vantagens desta especificação são sua fácil estimação; parcimoniosidade, uma vez que se deve estimar $(N + T - 1)$ parâmetros; e, facilidade de tratamento das diferenças individuais.

3.1.1.6 - Especificação V: Método de Componentes de Erro

Pode-se muitas vezes pensar que os efeitos individuais abordados na especificação IV sejam aleatórios, e não fixos como assumido na hipótese de regressão clássica, onde a influência de variáveis não observáveis é representada no termo de erro.

A idéia básica do Método de Componentes de Erro (MCE) é introduzir um efeito individual no termo de erro aleatório, separando-o em dois componentes, um

individual e outro aleatório. Assume-se que os coeficientes de inclinação, ou de reação, sejam fixos e iguais para todos os indivíduos⁸. Formalmente:

$$H1(V): \beta_{kit} = \beta_k \text{ para todo } i \text{ e } t.$$

$$H2(V): u_{it} = \mu_i + v_{it}.$$

$$H3(V): \mu_i \sim N(0, \sigma_\mu^2).$$

$$H4(V): v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2).$$

$$H5(V): \text{Cov}(\mu_i, v_{it}) = 0.$$

Em que μ_i é o termo de erro aleatório de efeito individual; e, v_{it} é o termo de erro aleatório geral do modelo. Como pode ser observado nas hipóteses H3(V) e H4(V), os componentes do termo de erro são assumidos como normalmente distribuídos, com médias iguais a zero e variâncias constantes. A hipótese H5(V) garante a independência entre os dois componentes.

3.1.1.7 - Especificação VI: Método de Coeficientes Aleatórios

O Método de Coeficientes Aleatórios (MCA) é uma extensão do modelo MCE, considerado a seguir:

$$y_{it} = \beta_1 + \tilde{x}'_{it} \tilde{\beta} + \mu_{it} + v_{it} \quad (27)$$

Que pode ser reescrito como:

$$y_{it} = \beta_{1i} + \tilde{x}'_{it} \tilde{\beta} + v_{it} \quad (28)$$

Onde :

$$\beta_{1i} = \beta_1 + \mu_i. \quad (29)$$

A equação (28) representa uma especificação com intercepto aleatório, no qual todos os demais coeficientes são tratados como fixos. Apesar da familiaridade

⁸ Quando se assume que os coeficientes sejam também variáveis no tempo, o termo de erro aleatório passa a ser composto por três componentes: o primeiro responsável por captar as diferenças individuais; o segundo responsável por captar as diferenças ao longo do tempo e, o terceiro, um componente aleatório. Para maiores detalhes ver, por exemplo, Hsiao (1991).

entre as equações (26) e (28), deve-se atentar para o fato de que, enquanto na primeira o termo de intercepto é fixo (MQDV), na segunda ele é aleatório (MCA).

De acordo com Balestra (1992), a idéia básica do MCA é, simplesmente, estender o conceito de aleatoriedade para todos os coeficientes e não apenas para o termo de intercepto. Formalmente:

$$H1(VI): \beta_{kit} = \beta_k + \mu_{ki} \quad \text{para todo } t, k = 1, \dots, K.$$

β_k fixo (desconhecido), μ_{ki} aleatório.

$$H2(VI): u_{it} \sim N(0, \sigma^2).$$

Em ambos os métodos MCE e MCA somente K parâmetros de interesse são estimados (os valores fixos dos coeficientes β_{ik}). Todavia, existe uma diferença no número de graus de liberdade dos dois métodos, desde que os parâmetros desconhecidos da estrutura de covariância dos efeitos aleatórios sejam, necessariamente, estimados. No processo de estimação o MCE requer como um primeiro passo, a estimação pelo MC (possível quando $T \geq 2$), enquanto o MCA requer, primeiramente, a estimação individual por MQO de todas as equações do modelo (o que implica $T \geq K$).

3.1.2 - Derivações dos principais métodos (Análise estática)

Entre os diferentes métodos de estimação apresentados na seção anterior, Hill et al. (2003) apontam como principais os de equações aparentemente não-relacionadas (SUR), de efeitos fixos (EF) e de efeitos aleatórios (EA). Tais métodos são os mais utilizados no contexto da especificação dos dados em painel e merecem, portanto, uma discussão mais detalhada.

Como já apresentado, em sua forma geral, um modelo com dados em painel, que tenha N seções cruzadas, T observações de série temporal e (K-1) variáveis explicativas, pode ser descrito como:

$$y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^K \beta_{kit} x_{kit} + e_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad e \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (30)$$

em que β_{1it} representa o intercepto diferenciado para cada unidade de seção cruzada i no período t ; β_{kit} representa as diferentes inclinações, também para cada unidade de seção cruzada i analisada em cada período t ; enquanto e_{it} é um termo de erro, definido da mesma forma.

Nos modelos estáticos, assumem-se variáveis explicativas independentes do termo de erro (e_{it}), e o tratamento dado a e_{it} é essencial para definir o método de estimação mais apropriado.

3.1.2.1 - SUR

O método de equações aparentemente não-relacionadas ou SUR (*Seemingly Unrelated Regression*) é uma simplificação do modelo apresentado em (1). Neste método de estimação, os coeficientes β 's são considerados constantes no tempo, no entanto, específicos para cada seção cruzada. Dessa forma, uma equação geral para o SUR é definida como:

$$y_{it} = \beta_{1i} + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + e_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad e \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (31)$$

em que y_{it} representa a variável dependente de cada unidade de seção cruzada i no tempo t ; os coeficientes β 's são os parâmetros a serem estimados; x_{kit} são as $(K-1)$ variáveis independentes para cada setor i , no tempo t ; e, e_{it} é o erro aleatório de cada equação estimada no tempo t .

Assume-se que fatores não-observáveis, incluídos nos termos de erro, possam afetar algumas ou todas as seções cruzadas ao mesmo tempo, originando correlação contemporânea entre os erros de duas ou mais equações. Por essa informação adicional ser proporcionada pela correlação dos erros, Arnold Zellner deu ao método o nome de equações “aparentemente não relacionadas”.

De acordo com Kmenta (1986), a estimação separada das equações gerais do modelo SUR pelo método MQO é capaz de gerar estimativas consistentes e não tendenciosas. No entanto, a estimação que considera a correlação contemporânea

entre os resíduos produz estimadores de menor variância. Esta é, portanto, a principal diferença entre os dois métodos. Todavia, Kmenta atenta para algumas situações nas quais os dois métodos produzem os mesmos resultados, demonstrando assim, que são bastante próximos. Uma destas situações, segundo o autor, é aquela em que os métodos envolvem as mesmas variáveis independentes para todas as seções cruzadas em todos os períodos de tempo.

Considerando-se o problema de correlação contemporânea entre as equações, o modelo deve ser estimado utilizando-se o método dos Mínimos Quadrados Generalizados, descritos por Aitken (Kmenta, 1986)⁹, para assim obterem-se estimativas mais eficientes dos parâmetros¹⁰.

3.1.2.2 - O método de efeitos fixos (EF)

Na formulação usual do método de efeitos fixos assume-se que diferenças entre unidades de seção cruzada podem ser capturadas no termo de intercepto, sendo estas constantes no tempo. Com relação aos termos de erro e_{it} , assume-se que sejam independentes e aleatoriamente distribuídos, com média zero e variância constante igual a σ^2 .

Judge et al. (1988) propõem a seguinte formulação geral para o método de EF:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^N \beta_{1j} D_{jt} + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + e_{it} \quad (32)$$

A especificação (32) difere da apresentada em (31) pela introdução da variável *dummy* D_{jt} , que assume valores 1 ou 0 (respectivamente se $j = i$ e se $j \neq i$) para cada unidade de seção cruzada analisada.

⁹ A equivalência entre este método e o MQO, diante das pressuposições anteriormente citadas, podem ser verificadas em Kmenta (1986).

¹⁰ Informações adicionais sobre as propriedades e método de estimação SUR podem ser obtidas em Zellner (1962), Kmenta (1986) ou Greene (1997).

O método de estimação conhecido como método dos Mínimos Quadrados das Variáveis *Dummies* (MQVD), na sua forma simples, consiste na obtenção de N termos de intercepto, um para cada seção cruzada, considerando o coeficiente de inclinação β_k como constante para todas as seções¹¹. Na realidade, sua estimação é realizada pela aplicação de MQO nos desvios das variáveis em relação à média, o que elimina todos os efeitos que não variam com o tempo.

Surge, contudo, a necessidade de verificar se o modelo é adequado à introdução das variáveis *dummies*, ou seja, se o fenômeno que o modelo representa assume ou não que os interceptos são diferentes. Em caso positivo, o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é o preferível. Para isso, Hsiao (1991) propõe a realização do teste de Chow, comparando as Somas dos Quadrados dos Resíduos (SQR) de regressões estimadas nas formas restrita (com intercepto comum para todas as seções cruzadas) e irrestrita (com variáveis *dummies* para representar diferenças entre as seções cruzadas).

A hipótese nula a ser testada é a de que todos os parâmetros de intercepto estimados são iguais, enquanto a hipótese alternativa considera que, pelo menos um deles, é diferente dos demais (e diferente de zero no modelo reparametrizado).

A estatística F , nesse caso, é calculada através da expressão:

$$F = \frac{(SQR^R - SQR^I)/(N-1)}{SQR^I/(NT - N - K)} \quad (33)$$

Em que R e I representam os modelos restrito e irrestrito, respectivamente; N indica o número de seções cruzadas analisadas; T , o número de observações para as seções; e, K o número de parâmetros estimados. Assim, $(N-1)$ representa o número de restrições lineares e $(NT - N - K)$ o número de graus de liberdade do modelo irrestrito. No caso da estatística F calculada exceder o valor tabelado, para $(N-1)$ e $(NT-N-K)$ graus de liberdade, rejeita-se a hipótese nula, aceitando-se que as

¹¹ Ainda é possível estimar inclinações diferentes para cada unidade de seção cruzada analisada. Maiores detalhes podem ser encontrados em Hsiao (1991), especialmente no capítulo 6.

estimativas obtidas pelo método de Efeitos Fixos são diferentes para cada seção cruzada.

Segundo Marques (2000), apesar da notação *Efeitos Fixos* ser utilizada com frequência para o método supracitado, ela deveria ser aplicada, também, a todos aqueles cujos parâmetros (intercepto e inclinações) são variáveis, mas de forma não-aleatória.

3.1.2.3 - O método de Efeitos Aleatórios (EA)

O Método de Efeitos Aleatórios é uma extensão do MCE, apresentado anteriormente. Ele difere do modelo EF por assumir que cada β_{it} é uma variável aleatória representativa de uma população maior, que pode ser escrita como:

$$\beta_{it} = \bar{\beta}_1 + \mu_i \quad (34)$$

Em que $\bar{\beta}_1$ é um parâmetro desconhecido que representa o intercepto populacional médio e μ_i um termo de erro aleatório, também não observado, que responde por diferenças individuais no comportamento de cada seção cruzada.

Admitindo que $E(\mu_i) = 0$ e $\text{var}(\mu_i) = \sigma_\mu^2$, tem-se $E(\beta_{1i}) = \bar{\beta}_1$ e $\text{var}(\beta_{1i}) = \sigma_\mu^2$, podendo-se obter:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \beta_{1t} + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + e_{it} \\ y_{it} &= (\bar{\beta}_1 + \mu_i) + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + e_{it} \\ y_{it} &= \beta_{1t} + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + (e_{it} + \mu_i) \\ y_{it} &= \bar{\beta}_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + v_{it} \end{aligned} \quad (35)$$

Em que $v_{it} = e_{it} + \mu_i$ é a expressão de onde se origina o nome *componentes de erro*. Nesta expressão, e_{it} é o erro global, enquanto μ_i é o erro individual correspondente a cada seção cruzada. De acordo com Greene (1997), é importante

assumir as seguintes propriedades conjuntas para os termos de erros descritos anteriormente:

$$E[e_{it}] = E[\mu_i] = 0 \quad (36a)$$

$$E[e_{it}^2] = \sigma_e^2 \quad (36b)$$

$$E[\mu_i^2] = \sigma_\mu^2 \quad (36c)$$

$$E[e_{it}\mu_j] = 0 \text{ para todo } i, j \text{ e } t \quad (36d)$$

$$E[e_{it}e_{js}] = 0 \text{ se } t \neq s \text{ ou } i \neq j \quad (36e)$$

$$E[\mu_i\mu_j] = 0 \text{ se } i \neq j \quad (36f)$$

Conhecendo-se (35), as seguintes propriedades do termo de erro v_{it} podem ser também apontadas:

$$E[v_{it}^2] = \sigma_e^2 + \sigma_\mu^2 \quad (37a)$$

$$E[v_{it}v_{is}] = \sigma_\mu^2, t \neq s \quad (37b)$$

Em (14a) assume-se a hipótese de homocedasticidade de v_{it} , enquanto em (37b) assume-se que os erros de uma mesma seção cruzada, em diferentes períodos de tempo, são correlacionados. Dessa forma, MQO ou MQVD já não seriam os melhores métodos para estimar a especificação de componentes de erro, pois, apesar de fornecerem estimativas não-viesadas e consistentes, estas não seriam eficientes. O método a ser utilizado é o dos Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), que leva em consideração a correlação temporal entre as perturbações (erros) do mesmo indivíduo, para se obter:

$$\beta_{MQG} = (X'\Omega^{-1}X)X'\Omega^{-1}Y \quad (38)$$

Em que X e Y representam as matrizes de variáveis explicativas e dependentes, respectivamente, e Ω^{-1} é a matriz de variância e covariância dos resíduos obtida a partir das propriedades de v_{it} apresentadas anteriormente:

$$\Omega^{-1} = \begin{bmatrix} \sigma_e^2 + \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \Lambda & \sigma_\mu^2 \\ \sigma_\mu^2 & \sigma_e^2 + \sigma_\mu^2 & \Lambda & \sigma_\mu^2 \\ M & K & O & M \\ \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \Lambda & \sigma_e^2 + \sigma_\mu^2 \end{bmatrix} \quad (39)$$

Para Marques (2000), na sua forma estendida, o estimador de Efeitos Aleatórios de MQG é definido como uma média ponderada de dois estimadores (MQVD e MQO), um intragrupos (*within*) e outro intergrupos (*between*).

O MQVD é um estimador obtido através de um modelo expresso em termos de desvios da média dentro de cada grupo:

$$\tilde{y}_{it} = \beta^w \tilde{x}_{it} + \tilde{v}_{it} \quad (40)$$

em que $\tilde{y}_{it} = y_{it} - y_i$, $\tilde{x}_{it} = x_{it} - x_i$ e $\tilde{v}_{it} = v_{it} - v_i$

Após as devidas transformações, o MQO pode ser aplicado a (40) para obter estimativas dos β 's e v . O estimador β^w pode ser encontrado ainda, de acordo com Baltagi (1998), por:

$$\beta^w = [S_{xx}^w]^{-1} [S_{xy}^w] \quad (41)$$

em que $S_{xx}^w = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)$

$$S_{xy}^w = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)$$

O segundo grupo de estimadores, os intergrupos (b), é obtido pela transformação de um modelo expresso em termos das médias de cada grupo:

$$\bar{y}_{it} = \alpha + \beta^b \bar{x}_i + \bar{e}_i \quad (42)$$

O estimador β^b pode ser encontrado por:

$$\beta^b = [S_{xx}^b]^{-1} [S_{xy}^b] \quad (43)$$

Em que $S_{xx}^b = \sum_{i=1}^T T(\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})$

$$S_{xy}^b = \sum_{i=1}^T T(\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})$$

Em que \bar{x} e \bar{y} representam as médias globais de x e y , respectivamente.

Segundo Greene (1997), o estimador do método EA (β_{MQG}) é definido pela seguinte média ponderada:

$$\beta_{MQG} = W\beta^w + [I - W]\beta^b \quad (44)$$

em que $W = [S_{xx}^w + S_{xx}^b]^{-1}[S_{xx}^w]$ e I é uma matriz identidade.

A adequação dos parâmetros do método de Efeitos Aleatórios pode ser checada da mesma forma realizada com o de Efeitos Fixos. A hipótese nula é de que, tratando-se da especificação de EA, na qual $\mu_i = 0$ (ou $\sigma_\mu^2 = 0$), os componentes individuais não existem; portanto, MQO deve ser o método preferível. Para o teste dessa hipótese, utiliza-se novamente o estimador de variáveis *dummies* e o teste F, na forma já mencionada em (33), ou ainda, como sugere Greene (1997), um teste baseado no Multiplicador de Lagrange (LM), desenvolvido por Breusch e Pagan (1980), da seguinte forma:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N \left[\sum_{t=1}^T e_{it} \right]^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2 \sim \chi_{(1)}^2 \quad (45)$$

ou na forma matricial:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{e'DD'e}{e'e} - 1 \right]^2 \sim \chi_{(1)}^2 \quad (46)$$

Em que $e'e$ representa a soma dos quadrados dos resíduos da equação estimada na forma restrita e DD' a matriz de variáveis *dummies*. O teste LM testa, portanto, o método EA baseado nos resíduos do modelo estimado por MQO sob a hipótese nula de que $\sigma_\mu^2 = 0$.

3.1.3 - Seleção do método mais apropriado

O primeiro método a ser testado é o SUR. Sua identificação como o melhor método de estimação deve ser feita através da verificação da existência de correlação contemporânea entre os resíduos das equações estimadas. Se não existe tal correlação, o MQO aplicado separadamente a cada equação seria eficiente.

De acordo com Griffiths et al (1993), se existe alguma incerteza a respeito da proposição mencionada, é usual testar se as covariâncias contemporâneas são iguais a zero. As hipóteses montadas para realização formal do teste são da seguinte forma:

H_0 : as covariâncias contemporâneas r_{ij} são iguais a zero, para $i \neq j$;

H_1 : pelo menos uma covariância é diferente de zero.

Para um caso geral de M equações, a estatística proposta é dada por:

$$\lambda = T \sum_{i=2}^M \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 \quad (47)$$

Diante da hipótese H_0 , λ segue distribuição assintótica χ^2 com $M(M-1)/2$ graus de liberdade.

Se a presença de correlação contemporânea entre as equações do modelo não for detectada, deve-se prosseguir com os testes para verificar a eficiência dos demais métodos e identificar qual deles é o mais adequado ao estudo proposto.

Os dois métodos mais tradicionais na estimação por dados em painel, como já mencionados, são os de Efeitos Fixos e de Efeitos Aleatórios. A opção por um deles depende fundamentalmente do objetivo do estudo e do contexto no qual os dados foram coletados.

De acordo com Silva e Cruz Jr. (2004), se o objetivo do estudo for fazer uma inferência para determinada população, a partir de uma amostra aleatória de dados, a decisão é pelo método EA. Caso a intenção seja analisar o comportamento de uma unidade econômica individual, o EF é a opção adequada, desde que a aleatoriedade não interfira no resultado. Segundo Marques (2000), em estudos de natureza macroeconômica, em que a seleção é feita pela natureza ou pela conjuntura

prevalente em cada período, a decisão correta é especificar o modelo com Efeitos Fixos. A idéia é de que qualquer inferência tem que ser feita sobre aquele grupo.

Judge et al. (1988) fazem considerações interessantes sobre a escolha do método com base nas pressuposições sobre os termos de erro e sobre o tamanho das amostras. Lembrando que na especificação do método EF os erros são tratados como parâmetros fixos, e no EA como amostras aleatórias, o MQO produz os melhores estimadores não-tendenciosos no modelo EF e o MQG produz os melhores estimadores no modelo EA. Considerando b e β como os estimadores das inclinações dos modelos estimados por EF e EA, respectivamente, esses autores fazem as seguintes considerações relativas à escolha dos modelos relativos aos tamanhos de N e T . Quando $T \rightarrow \infty$ para um dado N , b e β tornam-se iguais. Assim, para T grandes e N pequenos, vai haver pouca diferença entre os métodos, e a decisão passa a ser pelo de mais fácil estimação computacional (b). No caso oposto (N grande e T pequeno), a questão é saber quão grande N deveria ser, relativo a T , para que o estimador de MQG (β) fosse mais eficiente que o estimador de MQO. Uma vez que os dois métodos produzem estimadores consistentes, quando as pressuposições do método EA se mantêm, mas somente b é consistente se, por exemplo, o termo de erro estiver correlacionado com alguma variável explicativa, um teste de adequação do método deve ser baseado na diferença entre b_i e β_i . Utiliza-se geralmente um teste de escolha proposto por Hausman (1978) e apresentado em Greene (1997), através da seguinte fórmula:

$$W = \frac{\sum_{i=2}^k (b_i - \beta_i)^2}{\sum_{i=2}^k [\text{VAR}(b_i) - \text{VAR}(\beta_i)]} \sim \chi^2_{(k)} \quad (48)$$

Na expressão (48), b_i é o estimador de Efeitos Fixos e β_i o estimador de Efeitos Aleatórios. Se o valor da estatística qui-quadrado calculado exceder o valor tabelado, o método de estimação por Efeitos Aleatórios é mais adequado; caso contrário, deve-se utilizar o método de estimação por Efeitos Fixos.

Uma vez apresentadas e discutidas as especificações do método de dados em painel, torna-se necessário, também, levantar alguns dos principais problemas que possam a vir prejudicar a não-tendenciosidade, eficiência ou consistência dos estimadores. As duas próximas seções discutem dois problemas comumente encontrados nas estimativas de dados em painel, sejam eles a heterocedasticidade e a autocorrelação. Apresenta-se ainda, um sumário dos testes utilizados na identificação de tais problemas e as medidas corretivas cabíveis para solucioná-los.

3.1.4 – Heterocedasticidade

A heterocedasticidade pode ser descrita como sendo a violação da hipótese de que os resíduos tenham variância constante. Apesar de, como afirma Gujarati (2000), a heterocedasticidade não ser um motivo para se *rejeitar um modelo que de outro modo seria bom*, este problema não deve ser totalmente ignorado.

Formalmente, a heterocedasticidade pode ser representada como:

$$E(u_i^2) = \sigma_i^2, \quad i = 1, 2, \dots, i.$$

Que é diferente da hipótese clássica inicial:

$$E(u_i^2) = \sigma^2, \quad i = 1, 2, \dots, i.$$

Na presença de heterocedasticidade, os estimadores usuais, embora não-viesados, não possuem mais a característica de serem eficientes, ou seja, não apresentam variância mínima. Assim, as estimativas obtidas em modelos que ignoram a existência de heterocedasticidade, quando esta está presente, podem ser bastante enganosas, pelo fato dos valores das variâncias dos parâmetros estimados serem superiores àquelas encontradas quando o modelo apresenta variância constante, ou ainda, seja corrigido para tal problema.

Gujarati (2000) demonstra que a variância de um estimador β na presença de homocedasticidade é dada por:

$$\text{var}(\hat{\beta}_2) = \frac{\sigma^2}{\sum x_i^2} \quad (49)$$

Enquanto isso, na presença de heterocedasticidade no modelo, a mesma variância é dada por:

$$\text{var}(\hat{\beta}_2) = \frac{\sum x_i^2 \sigma_i^2}{(\sum x_i^2)^2} \quad (50)$$

Pode-se facilmente verificar que, se $\sigma_i^2 = \sigma^2$ para todo i , as fórmulas serão idênticas.

Formalmente, para se testar o valor da variância de uma série específica X_i , tem-se as seguintes hipóteses:

$$H_0: \text{var}(X_i) = \sigma^2$$

$$H_1: \text{var}(X_i) \neq \sigma^2$$

A estatística utilizada para verificar as hipóteses nestes testes segue uma distribuição χ^2 , com $(N-1)$ graus de liberdade ($N =$ número de observações) e, ainda, assume o pressuposto de que X seja normalmente distribuído.

Os testes de heterocedasticidade para dados em painel têm como padrão testar a hipótese nula de igualdade de variância entre todos os G grupos de erros aleatórios, construídos a partir das estimativas das seções cruzadas contra a hipótese alternativa de pelo menos um subgrupo possuir variância diferente.

QMS (2000) cita, dentre os diversos testes existentes para se testar a igualdade das variâncias entre dois ou mais grupos, os testes Bartlett¹², Levene e Brown-Forsythe que serão apresentados brevemente na sequência, e mostram-se apropriados para o tratamento em dados em painel.

3.1.4.1 - Teste Bartlett

O teste de Bartlett testa a hipótese nula de que as variâncias dos subgrupos são iguais e normalmente distribuídas. Mais formalmente, Supondo k variâncias

¹² O teste de Bartlett também é apresentado por Baltagi (1995). Preferiu-se apresentar outros testes de mesma natureza para se tratar com maior rigor o problema.

amostrais independentes $s_1^2, s_2^2, \dots, s_k^2$ com f_1, f_2, \dots, f_k graus de liberdade, distribuídas normalmente com média μ e variância σ_i^2 , se a hipótese nula do teste for verdadeira, então:

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^k f_i s_i^2}{\sum f_i} = \frac{\sum f_i s_i^2}{f} \quad (51)$$

Em que $f_i = (n_i - 1)$, sendo n_i o número de observações do i -ésimo grupo e $f = \sum_{i=1}^k f_i$.

De acordo com Gujarati (2000), a hipótese nula do teste de Bartlett pode ser testada pela razão A/B, em que A e B são descritos na seqüência:

$$A = f \ln s_i^2 - \sum (f_i \ln s_i^2) \quad (52)$$

$$B = 1 + \frac{1}{3(k-1)} \left[\sum \left(\frac{1}{f_i} \right) - \frac{1}{f} \right] \quad (53)$$

A hipótese nula de que cada variância amostral é a mesma na população pode ser testada pela distribuição χ^2 com $(k - 1)$ graus de liberdade.

3.1.4.2 - Teste Levene

O teste Levene é baseado na Análise de Variância (ANOVA) do valor absoluto da diferença em relação à média. A estatística F para o teste Levene tem uma distribuição próxima à distribuição F, com G de graus de liberdade no numerador e $(N - G)$ graus de liberdade no denominador, diante da hipótese nula de que a variância é a mesma em cada subgrupo.

3.1.4.3 - Teste Brown-Forsythe

O teste Brown-Forsythe, também conhecido como teste de Levene modificado, como o próprio nome diz, é uma modificação do teste anteriormente

apresentado, fazendo-se a substituição do valor absoluto da diferença em relação à média pela diferença absoluta em relação à mediana. Tal teste é apontado como sendo superior ao teste de Levene em termos de poder e robustez.

Uma vez diagnosticado o problema de heterocedasticidade, a correção do modelo deve ser realizada através de uma estimativa por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) para se obter estimativas eficientes dos parâmetros.

A correção deve, portanto, levar em consideração a presença de heterocedasticidade entre as seções cruzadas e, para resolver tal problema, o modelo corrigido deve ser estimado por MQG, ponderado pelas variâncias residuais estimadas de suas unidades individuais.

3.1.5 – Autocorrelação

Tintner, citado por Gujarati (2000), define autocorrelação como sendo a *correlação defasada de uma dada série consigo mesma, defasada em um número de unidades de tempo*. Dentre as principais causas de autocorrelação apontadas na literatura, a maioria refere-se às características inerciais das próprias séries que, quando estimadas conjuntamente, tornam-se interdependentes, ou ainda, devido a formas funcionais mal especificadas ou a problemas causados por manipulação dos dados.

No modelo clássico de regressão linear, supõe-se que não existe autocorrelação nas perturbações se $E(u_t u_s) = 0$ para $t \neq s$. No método de dados em painel esta suposição não é diferente, devendo ser apenas ajustada. Assim, supõe-se a ausência de autocorrelação caso $E(u_t u_{t-1}) = 0$, desta forma, o termo de erro estimado para uma seção, em um período, não influencia as estimativas do período seguinte.

Wallis (1972) e Bhargava et al. (1982) tratam formalmente o problema de autocorrelação serial para dados em painel. Mais especificamente, o primeiro fez o

tratamento formal para o método de Efeitos Aleatórios, enquanto os últimos para o de Efeitos Fixos.

A discussão levantada por Bhargava, et al. (1982) revela o problema de autocorrelação serial como especialmente importante ao modelo de EF. Enquanto o modelo de Efeitos Aleatórios, por pressuposição, assume que todas ou parte das variáveis independentes do modelo devam ser não correlacionadas com os componentes do erro, o método de Efeitos Fixos não faz essa pressuposição. Este último, portanto, não faz nenhuma referência à ortogonalidade do modelo, uma vez que, diferentemente do método de EA, os efeitos individuais são introduzidos como parâmetros a serem estimados (métodos de covariância ou de variáveis *dummies*).

Considerando uma especificação geral de dados em painel¹³, Bhargava et al. (1982) apresentam uma estatística Durbin-Watson modificada para a realização do teste de autocorrelação. Assumindo-se um processo auto-regressivo de primeira ordem no termo de erro, tem-se:

$$u_{it} = \rho u_{it-1} + e_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T; \quad i = 1, 2, \dots, N. \quad (54)$$

Uma vez estimado o modelo em sua forma geral de EF e obtidos os valores dos resíduos, o teste de Durbin-Watson modificado pode ser realizado assumindo-se que os mesmos foram gerados pelo processo descrito em (31). A hipótese nula do teste é de que $\rho = 0$, contra a hipótese alternativa de que $|\rho| < 1$. Em outras palavras, testa-se se os u_{it} 's são independentes, contra a hipótese dos mesmos serem gerados por um processo estacionário auto-regressivo de primeira ordem. Formalmente, a estatística do teste pode ser obtida por:

$$d^* = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (u_{it} - u_{it-1})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u_{it}^2} \quad (55)$$

¹³ $y_{it} = \beta_{1i} + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}$

Bhargava et al. (1982) apresentam valores tabelados apropriados para realização do teste proposto. A exemplo da estatística Durbin-Watson tradicional, reportam valores tabelados de limites inferior e superior para a estatística modificada. Duas diferenças são marcantes na comparação de tal estatística em relação a sua versão tradicional: i) o limite inferior da estatística modificada é significativamente maior que o da versão original; e, ii) o intervalo entre os limites inferior e superior, que formam a área de inconclusão do teste, é bem mais reduzido que o original.

Um inconveniente que impossibilita muitas vezes a utilização do teste Durbin-Watson modificado é a inexistência de valores tabulados para diversos valores de N e T, a exemplo do que pode ser encontrado para a versão original do teste¹⁴.

Para resolver tal problema, é proposta a realização de outro teste para detecção do problema de autocorrelação, qual seja, o teste LM de correlação serial de Breusch-Godfrey (BG).

O teste proposto por Breusch-Godfrey possui uma vantagem desejável ao objetivo do trabalho, pois possibilita o teste conjunto de autocorrelação de ordem superior. Uma vez que os dados utilizados são trimestrais, torna-se importante, como alerta Wallis (1972), a verificação de problemas de autocorrelação de quarta ordem.

O teste BG, de acordo com Gujarati (2000), pode ser realizado supondo-se, inicialmente, que os erros sejam gerados por um processo auto-regressivo de p-ésima ordem:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (56)$$

Onde ε_t é um termo de erro com média zero e variância constante.

A hipótese nula do teste BG é, portanto, que $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$, ou seja, que todos os coeficientes do processo auto-regressivo são simultaneamente iguais a zero,

¹⁴ Apesar da inexistência de tais tabelas, Bhargava et al. (1982) apresentam um modelo recursivo que possibilita a obtenção de valores tabelados para quaisquer valores de N e T. No entanto, a obtenção de tais valores está além do objetivo deste trabalho, dada a complexidade de cálculos necessária à sua obtenção.

não existindo, desta forma, autocorrelação de nenhuma ordem. Esta mesma hipótese pode ser testada após obter-se os resíduos do modelo original e regredi-los contra todos os regressores do modelo, e contra eles próprios defasados na ordem pré-determinada. A estatística do teste BG pode ser obtida através da multiplicação do coeficiente de determinação da regressão de teste (R^2), pela diferença do número de observações (N) pelo número de defasagens utilizadas (p):

$$R^2(N - p) \sim \chi^2_p \quad (57)$$

A estatística do teste BG segue distribuição qui-quadrado com p graus de liberdade. Caso a hipótese nula seja rejeitada, o teste “t” pode ser aplicado aos termos de erro defasados para se testar a significância individual dos mesmos e, desta forma, determinar corretamente o padrão de autocorrelação serial.

Uma vez detectado o problema de autocorrelação nos resíduos, a correção do modelo deve ser realizada através da estimação pelo método de Mínimos Quadrados Generalizados.

3.2 - Filtro de Kalman

O filtro de Kalman é um procedimento recursivo que permite computar o estimador ótimo de um vetor de estado no período t, baseado em todas as informações disponíveis no período analisado. Antes da definição do filtro propriamente dito, é necessária uma outra definição que antecede o procedimento de estimação que se tem interesse. Para tanto, a próxima seção define o modelo de estado de espaço.

3.2.1 - Modelo de Estado de Espaço

De acordo com Harvey (1999), a forma do estado de espaço é uma ferramenta muito poderosa que abre espaço para uma vasta gama de modelos de séries temporais, pois, uma vez que um modelo é colocado na forma de estado de espaço, o

filtro de Kalman, por exemplo, pode ser aplicado para realizarem-se estimativas e alisamento da série de interesse.

A *forma geral do estado de espaço* (FGEE) aplicada à série multivariada y_t , contendo N elementos, é descrita por Harvey (1999). As variáveis observáveis são relacionadas a um vetor $m \times 1$, α_t , conhecido como *vetor de estado* via uma *equação de medida* do tipo:

$$y_t = Z_t \alpha_t + d_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (58)$$

Onde Z_t é uma matriz $N \times m$ de variáveis conhecidas, d_t é um vetor coluna $N \times 1$ também conhecido, e ε_t um vetor $N \times 1$ de erros não correlacionados com média 0 e matriz de covariância H_t , ou seja:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \text{ e } \text{Var}(\varepsilon_t) = H_t$$

Em geral, os elementos α_t são não observáveis, entretanto, podem ser gerados por um processo Markoviano de 1ª ordem:

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + c_t + R_t \eta_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (59)$$

A equação (59) é conhecida como *equação de transição*, em que T_t é uma matriz $m \times m$, c_t é um vetor $m \times 1$, R_t é uma matriz $m \times g$ ¹⁵, e η_t é um vetor $g \times 1$ de erros não correlacionados com média 0 e matriz de covariância Q_t , ou seja:

$$E(\eta_t) = 0 \text{ e } \text{Var}(\eta_t) = Q_t$$

A especificação do sistema de estado de espaço é completada por duas pressuposições:

i) o vetor de estado inicial, α_0 , possui média a_0 e matriz de covariância P_0 , isto é:

$$E(a_0) = 0 \text{ e } \text{Var}(a_0) = P_0$$

ii) os vetores de erro ε_t e η_t são não correlacionados um com o outro em todos os períodos de tempo, e ainda não correlacionados com o vetor de estado inicial:

$$E(\varepsilon_t \alpha_0') = 0, \quad E(\eta_t \alpha_0') = 0, \quad \text{para todo } t = 1, \dots, T$$

¹⁵ A introdução da matriz R_t na frente do termo de erro é, de acordo com Harvey (1999), de certa forma arbitrária.

As matrizes Z_t , d_t e H_t , na equação de medida e as matrizes T_t , c_t , R_t e Q_t na equação de transição são referidas como sendo *matrizes de sistema*, e assumidas como sendo não-estocásticas. Como resultado, o sistema descrito é linear, e para qualquer valor de t , y_t pode ser expresso como uma combinação linear dos valores presentes e passados dos ε_t 's, η_t 's e do vetor de estado inicial α_0 . Se as matrizes Z_t , d_t , H_t , T_t , c_t , R_t e Q_t não variam com o tempo, o modelo é dito invariante no tempo ou temporalmente homogêneo.

As matrizes Z_t , H_t , T_t , R_t e Q_t dependem de um conjunto de parâmetros desconhecidos, tais parâmetros são definidos como hiperparâmetros para diferenciá-los daqueles que entram no modelo via c_t ou d_t e são conhecidos. Os hiperparâmetros determinam as propriedades estocásticas do modelo, enquanto os parâmetros que compoem c_t e d_t afetam o valor esperado do estado e as observações de uma forma determinística.

3.2.2 - O modelo do filtro de Kalman

De acordo com Harvey (1999) o vetor de estado nem sempre tem uma interpretação econômica e, nos casos que possui tal interpretação, é mais apropriado estimar seu valor em um ponto particular do tempo usando todas as informações da amostra, e não somente uma parte dela. Tal problema é conhecido como alisamento da série.

O filtro de Kalman, segundo Pereira e Pôrto Jr. (2004), é um algoritmo que possui como ideia básica a estimação em duas etapas. Na primeira, a “melhor” estimativa no período t é encontrada utilizando-se todas as informações disponíveis até o período $t-1$. Na segunda etapa, tal estimativa é atualizada utilizando-se a nova informação que se tornou disponível na etapa anterior. Em cada passo do processo uma série de erros são gerados juntamente com suas variâncias. A variância por sua vez, contém parâmetros desconhecidos e sua estimação é feita por Máxima Verossimilhança (MV).

A derivação do filtro de Kalman deve basear-se em pressuposições de normalidade dos erros gerados e do vetor de estado inicial para cálculo da função de MV. Isto abre a possibilidade de estimação dos parâmetros desconhecidos do modelo, criando a base para realização de testes estatísticos e de especificação.

Os pressupostos de que os erros e o vetor de estado inicial possuem distribuição normal permite o cálculo recursivo da distribuição de α_t , condicionada ao conjunto de informações no tempo t , para todo t de 1 a T . Tais distribuições condicionais são normais e, portanto, completamente especificadas por suas médias e matrizes de covariâncias. São estas médias e covariâncias que o filtro de Kalman calcula.

De posse dessas informações, pode-se verificar que a média da distribuição condicional de α_t é um estimador ótimo deste mesmo parâmetro minimizando o erro quadrado médio (EQM). Quando a hipótese de normalidade é abandonada, ainda tem-se um estimador ótimo, uma vez que ainda minimiza-se o EQM dentro da classe de todos os estimadores lineares. Porém, não se tem garantia de que o filtro de Kalman calculará a média do vetor de estado.

Considerando o modelo de estado de espaço apresentado na seção anterior e deixando a_{t-1} representar o estimador ótimo de α_{t-1} baseado nas informações até y_{t-1} , P_{t-1} representa a matriz de covariância do erro de estimação com dimensão $m \times m$ e pode ser apresentada como:

$$P_{t-1} = E [(\alpha_{t-1} - a_{t-1})(\alpha_{t-1} - a_{t-1})'] \quad (60a)$$

Dados a_{t-1} e P_{t-1} o estimador ótimo de α_t é dado por:

$$a_{t/t-1} = T_t \alpha_t + c_t \quad (60b)$$

A matriz de covariância do erro de estimação, por sua vez, é definida por:

$$P_{t/t-1} = T_t P_{t-1} T_t' + R_t Q_t R_t', \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (60c)$$

Estas duas últimas equações são conhecidas como *equações de predição*.

Uma vez que a nova observação, y_t , torna-se disponível, o estimador de α_t , $a_{t/t-1}$, pode então ser atualizado. As *equações de atualização* são dadas por:

$$a_t = a_{t/t-1} + P_{t/t-1} Z_t' F_t^{-1} (y_t + Z_t a_{t/t-1} - d_t) \quad (61a)$$

$$P_t = P_{t/t-1} - P_{t/t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t P_{t/t-1} \quad (61b)$$

$$F_t = Z_t P_{t/t-1} Z_t' + H_t \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (61c)$$

As equações (61a) a (61c) tomadas conjuntamente formam o filtro de Kalman. Seus valores iniciais podem ser especificados, de acordo com Harvey (1999), em termos de a_0 e P_0 , ou ainda por $a_{1/0}$ e $P_{1/0}$. Dadas essas condições iniciais, o filtro fornece o estimador ótimo do vetor de estado à medida que cada nova observação torna-se disponível. Quando todas as T observações são processadas é fornecido o estimador ótimo do vetor de estado corrente e/ou o vetor de estado no próximo período, baseado em todo o conjunto de informação. Tal estimador contém todas as informações necessárias para se fazer previsões dos valores, tanto do estado quanto das observações, quando esse é o interesse da pesquisa.

3.2.3.1 - Alguns testes necessários

Conforme Pereira e Pôrto Jr. (2004), assim como na especificação de outros métodos econométricos, alguns testes são necessários também nos modelos estruturais, para se avaliar o que se está fazendo. Uma vez que o intuito do presente trabalho é de construir o alisamento das séries de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação de setores selecionados, alguns testes referentes ao procedimento a ser utilizado devem ser apontados¹⁶.

Ainda segundo Pereira e Pôrto Jr. (1999), o estudo e verificação da série de resíduos estimada pelo método é uma importante forma de se entender se a estimativa realizada se aproxima, ou não, da correta especificação dos componentes da série. Uma vez que o processo de estimação parte dos verdadeiros valores dos hiperparâmetros, os resíduos padronizados seguem distribuição normal com média zero e variância 1.

¹⁶ Para maiores detalhes sobre testes referentes ao procedimento de previsão, Harvey (1999) é uma obra de referência para os interessados no filtro de Kalman.

Nos modelos estruturais, ao contrário da metodologia Box-Jenkins, a preocupação com a estacionariedade deixa de ser o ponto fundamental do estudo e a análise do correlograma, apesar de não ser a análise fundamental a ser feita, apresenta-se como um importante indicador da qualidade da estimativa.

Diante disto, a exemplo do realizado por Pereira e Pôrto Jr (1999), dois testes serão realizados nas séries de resíduos estimados, com a finalidade de se detectar problemas de autocorrelação e verificar a normalidade das séries.

3.2.3.2 - Autocorrelação

A autocorrelação amostral é definida como:

$$r_v(\tau) = \frac{\sum_{t=d+1+\tau}^T (\tilde{v}_t - \bar{\tilde{v}})(\tilde{v}_{t-\tau} - \bar{\tilde{v}})}{\sum_{t=d+1}^T (\tilde{v}_t - \bar{\tilde{v}})^2} \quad \tau = 1, 2, \dots \quad (62)$$

Em que \tilde{v}_t são os resíduos estimados no período t , e τ é o número de defasagens consideradas.

A análise do correlograma fornece, portanto, uma indicação de correlação serial. Um teste estatístico mais formal, no entanto, pode ser realizado através da estatística Ljung-Box. Esta estatística procura testar a significância das primeiras P autocorrelações residuais e pode ser obtida através de:

$$Q^* = T^*(T^*+2) \sum_{t=1}^P (T^* - t)^{-1} r_v^2(t) \quad (63)$$

Em que $T^*=T-d$, sendo d igual ao número de parâmetros do modelo e t o número de defasagens. A estatística Q^* segue distribuição χ^2 com $P-(n-1)$ graus de liberdade, onde n é o número de hiperparâmetros do modelo.

3.2.3.3 - Teste de Normalidade

Diferentemente de Pereira e Pôrto Jr. (1999), optou-se pela realização do teste de normalidade de Jarque-Bera (JB)¹⁷. Tal teste é bastante conhecido na literatura e procura verificar a normalidade das séries através da medida da diferença da assimetria e curtose da série analisada em relação à distribuição normal. A estatística do teste JB pode ser obtida da seguinte forma:

$$JB = \frac{N - k}{6} \left(S^2 + \frac{(K + 3)^2}{4} \right) \quad (64)$$

Em que N é o tamanho da amostra (número de períodos, no presente caso); k o número de parâmetros utilizados para gerar a série; S a medida de assimetria; e, K a medida de curtose.

A estatística JB segue distribuição χ^2 com 2 graus de liberdade, e tem como hipótese nula a afirmação de que a série possui distribuição normal.

3.3 – Modelos estimados

Foram realizadas estimativas para três modelos diferentes, sendo dois estimados pela metodologia de dados em painel e um pelo filtro de Kalman. O Modelo 1 foi estimado no intuito de se verificar a estimativa do grau médio de repasse das variações cambiais para os preços de exportação da economia brasileira, representada pelos setores analisados. Para tanto, o Modelo 1 foi estimado por dados em painel em uma especificação em que apenas os interceptos variam, ou seja:

$$\ln(PX_{it}) = \theta_{1i} + \theta_2 \ln(CT_{i(t-1)}) + \theta_3 \ln(PI_{it}) + \theta_k \ln(e_{i(t-\gamma)}) \quad (65)$$

¹⁷ Pereira e Pôrto Jr. (2004) propuseram o teste de normalidade Bowman e Sheton, também apontado por Harvey (1999). A opção pelo teste de Jarque-Bera deve-se somente à realização deste pelo *software* utilizado na análise estatística do presente trabalho.

PX_{it} é o preço de exportação do setor i ; $CT_{i(t-1)}$ é o custo de produção do setor i defasado em um período; PI_{it} é o preço internacional dos bens produzidos pelo setor i ; e, $e_{i(t-\gamma)}$ é a taxa de câmbio defasada em γ períodos.

O Modelo 2 por sua vez, procurou captar o efeito individual de cada setor analisado. As estimativas, também realizadas por dados em painel, seguiram a mesma especificação do Modelo 1. No entanto, foram menos parcimoniosas, no sentido de que os coeficientes da taxa de câmbio defasada também puderam variar:

$$\ln(PX_{it}) = \theta_{1i} + \theta_2 \ln(CT_{i(t-1)}) + \theta_3 \ln(PI_{it}) + \theta_{nk} \ln(e_{i(t-\gamma)}) \quad (66)$$

Com o objetivo de ser parcimonioso, o modelo estimado através da metodologia do filtro de Kalman foi especificado de forma semelhante ao Modelo 1, ou seja, apenas o coeficiente de inclinação da taxa de câmbio defasada em um período foi determinado como variável. Neste caso, as estimativas foram realizadas individualmente para cada um dos setores analisados.

3.4 – Fonte de dados

Os setores considerados representavam, em janeiro de 2004, segundo dados da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX), 34% do total das exportações do país em 2003. São eles: Agropecuária (7,5%); Borracha e Plástico (1,3%); Celulose, Papel e Gráfica (3,9%), Extrativa Mineral (6%); Madeira e Mobiliário (3,7%); Material Elétrico (2,5%); Calçados (3,8%); Têxtil (1,9%); Mineriais não Metálicos (1,1%) e Químico (1,3%).

As séries de índices de preços de exportação foram coletadas no IPEA. A construção dos índices de custo de produção seguiu a metodologia adotada por Mól Jr. (1997), utilizando a matriz de coeficientes técnicos criada por Chaves (1992). Os dados necessários foram coletados na Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); as séries de taxa de câmbio nominal real/dólar foram coletadas no IPEA; e, os índices de preços de exportações mundiais foram obtidos no site do *Bureau of Labour Statistics* (BLS) dos Estados Unidos.

IV - RESULTADOS E DISCUSSÃO

Antes da discussão dos modelos econométricos estimados é necessária a apresentação da matriz de custos criada para representar a variável CT nos modelos.

A matriz de custos foi criada a partir da matriz de coeficientes técnicos setoriais apresentada por Chaves (1992)¹⁸. Esta matriz simplificada apresenta em suas colunas os setores analisados (10) e em suas linhas todos os setores da economia dos quais foi possível a obtenção de dados. Sua interpretação é simples: o elemento c_{it} da matriz CT representa o percentual de insumos que o setor t utiliza do setor i para realizar sua produção total.

Uma vez que não foi possível a obtenção de dados para se construir a mesma matriz criada por Chaves (1992), optou-se pela exclusão de alguns setores utilizados por aquele autor. Entende-se que a omissão de alguns setores não prejudica a análise pelo fato dos setores omitidos não terem grande representação no total dos custos dos setores selecionados para análise¹⁹. Assim, a matriz CT está normalizada para o número de setores com informações disponíveis, de modo que, a soma dos

¹⁸ Mol Jr. (1997) também utilizou a matriz de coeficientes técnicos criada por Chaves (1992) para criar séries de custos setoriais.

¹⁹ Para maiores comparações, ver Mol Jr. (1997).

coeficientes c_{it} de cada coluna t é 1. A matriz CT construída para formar as séries de custos é apresentada na seqüência.

TABELA 1 - Matriz de coeficientes técnicos

| | AGP | EXM | MNM | MEL | MMB | BOR | CPG | QUI | TXT | CAL |
|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| AGP | 0,416 | 0,004 | 0,021 | 0,000 | 0,207 | 0,049 | 0,050 | 0,046 | 0,104 | 0,001 |
| EXM | 0,003 | 0,271 | 0,138 | 0,005 | 0,000 | 0,002 | 0,006 | 0,020 | 0,000 | 0,000 |
| MNM | 0,002 | 0,053 | 0,440 | 0,030 | 0,011 | 0,001 | 0,007 | 0,030 | 0,000 | 0,000 |
| MET | 0,004 | 0,102 | 0,044 | 0,302 | 0,075 | 0,026 | 0,018 | 0,037 | 0,002 | 0,009 |
| MEC | 0,005 | 0,246 | 0,057 | 0,086 | 0,018 | 0,021 | 0,037 | 0,024 | 0,018 | 0,007 |
| MEL | 0,000 | 0,006 | 0,004 | 0,397 | 0,001 | 0,002 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,000 |
| TRN | 0,001 | 0,004 | 0,001 | 0,007 | 0,003 | 0,004 | 0,000 | 0,001 | 0,003 | 0,001 |
| MMB | 0,002 | 0,007 | 0,004 | 0,035 | 0,418 | 0,001 | 0,028 | 0,002 | 0,001 | 0,007 |
| CPG | 0,001 | 0,015 | 0,044 | 0,015 | 0,022 | 0,002 | 0,634 | 0,001 | 0,006 | 0,024 |
| BOR | 0,000 | 0,001 | 0,001 | 0,004 | 0,012 | 0,447 | 0,001 | 0,064 | 0,002 | 0,030 |
| CPL | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,006 | 0,001 | 0,001 | 0,003 | 0,001 | 0,127 |
| QUI | 0,362 | 0,278 | 0,242 | 0,115 | 0,006 | 0,348 | 0,203 | 0,000 | 0,195 | 0,092 |
| TXT | 0,007 | 0,007 | 0,006 | 0,002 | 0,103 | 0,092 | 0,008 | 0,599 | 0,664 | 0,694 |
| CAL | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,001 | 0,000 | 0,003 | 0,000 | 0,052 | 0,001 | 0,007 |
| BEB | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,076 | 0,000 | 0,000 | 0,099 | 0,000 | 0,000 |
| FUM | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,043 | 0,000 | 0,000 | 0,016 | 0,000 | 0,000 |
| ALM | 0,196 | 0,005 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,006 | 0,005 | 0,001 | 0,001 |

Legenda: AGP = Agropecuário; EXM = Extrativo Mineral, MNM = Materiais Não-Metálicos; MET = Metalúrgico; MEC = Mecânico; MEL = Materiais Elétricos; TRN = Transporte; MMB = Madeira e Mobiliário; CPG = Celulose Papel e Gráfico; BOR = Borracha; CPL = Couro e Peles; QUI = Química; TXT = Têxtil; CAL = Calçados; BEB = Bebidas; FUM = Fumo; ALM = Alimentos.

Fonte: Adaptado a partir de Chaves (1992).

Foram realizadas as estimativas dos três métodos descritos anteriormente (Restrito com intercepto comum, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios). Antes da seleção daquele mais apropriado, foram realizados os testes necessários para diagnosticar problemas nas estimativas, de forma a fazer as devidas correções, quando necessárias.

Todas as estimativas foram realizadas com a variável taxa de câmbio (e) defasada em até três períodos (t-3) uma vez que esta foi a especificação que apresentou os melhores resultados, sendo estes também consistentes com os resultados obtidos através da metodologia do Filtro de Kalman.

4.1 - Resultados para o Modelo 1

Com a finalidade de se verificar a existência de autocorrelação serial no Modelo 1, realizou-se o teste LM de Breusch-Godfrey (BG). Para tanto, levou-se em consideração a hipótese de que os resíduos eram representados por um processo autorregressivo de, no máximo quarta ordem, o que, de acordo com Wallis (1972), seria uma característica comum em dados trimestrais.

A operacionalização do teste LM de BG consiste em regredir os resíduos do modelo original em função de seus valores defasados até a quarta ordem e dos demais regressores do modelo. A Tabela 1 apresenta um resumo do teste reportando apenas os valores estimados para os resíduos defasados.

A estatística calculada para o teste rejeitou a hipótese nula de que todos os coeficientes autorregressivos sejam, simultaneamente iguais a zero, ao nível de 1% de significância. Uma análise individual dos coeficientes estimados do modelo, através da estatística “t”, permite verificar quais deles são estatisticamente significativos para explicar o problema de correlação serial detectado.

TABELA 2- Teste LM de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial - Modelo 1.

| Variável | Coefficiente Estimado |
|---------------------------------|---------------------------------|
| $\ln(\text{Resíduos}_{i(t-1)})$ | 0,294** (0,018) |
| $\ln(\text{Resíduos}_{i(t-2)})$ | 0,088 ^{NS} (0,307) |
| $\ln(\text{Resíduos}_{i(t-3)})$ | -0,034 ^{NS} (0,790) |
| $\ln(\text{Resíduos}_{i(t-4)})$ | -0,162** (0,023) |
| R^2 | 0,585 |
| F | 4,542*** (0,000) |

*** significativo a 1% ** significativo a 5% NS - não significativo

P-valores entre parênteses.

$N = 400$; $p = 4$; $(N-p)R^2 = 231,66$; $\chi^2_{GL=4, 1\%} = 13,276$.

Fonte: Dados do trabalho.

Verifica-se, pela Tabela 2, que o problema de autocorrelação encontrado é descrito por uma combinação de processos autorregressivos de primeira e quarta ordem, uma vez que apenas os coeficientes defasados para $p = 1$ e $p = 4$ foram estatisticamente diferentes de zero.

Este diagnóstico determina que a correção do problema encontrado seja realizada através da estimativa do modelo corrigido pelo método dos Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). Uma vez que o padrão da autocorrelação é conhecido, o MQG permite realizar transformação nas variáveis do modelo ponderando-as pelos valores dos coeficientes autorregressivos significativos no teste realizado.

Como o modelo de dados em painel agrupa diferentes seções cruzadas ao longo do tempo, deve-se testar a homogeneidade destas através da igualdade das

variâncias dos resíduos estimados para cada grupo ao longo do período analisado. Para tanto, optou-se pela realização de três diferentes testes de heterocedasticidade, quais sejam: Teste de Bartlett, de Levene e de Brown-Forsythe.

Os valores das estatísticas calculadas para os três testes realizados no Modelo 1 são apresentados na Tabela 3.

TABELA 3 - Resultados dos testes de heterocedasticidade para o Modelo 1.

| Teste | Graus de Liberdade | Valor da estatística |
|-----------------------------|--------------------|----------------------|
| Bartlett ^a | 9 | 59,731*** (0,000) |
| Levene ^b | 9, 390 | 7,287*** (0,000) |
| Brown-Forsythe ^b | 9, 390 | 5,643*** (0,000) |

*** significativo a 1% P-valores entre parênteses.

a – segue distribuição χ^2

b – segue distribuição F

Fonte: Dados do trabalho.

Os resultados dos três testes apresentados na Tabela 3 rejeitam a hipótese nula de igualdade de variância dos resíduos ao longo do período analisado, confirmando assim, a existência de heterocedasticidade no modelo estimado.

Para corrigir tal problema, como já mencionado, um novo modelo deve ser estimado através do método MQG de modo que as variáveis sejam ponderadas por suas respectivas variâncias residuais estimadas.

Os resultados das estimativas propostas para o Modelo 1, já corrigidas, são apresentados na Tabela 4.

TABELA 4 – Resultados obtidos para os métodos Restrito, de Efeitos Fixos e de Efeitos Aleatórios para o Modelo 1.

| Variável | Método Restrito | Efeitos Fixos | Efeitos Aleatórios |
|---------------------------|----------------------|---------------------------------|--------------------------------|
| Int. Comum ¹ | -0.034*** (0,000) | | |
| ln(CT _{i(t-1)}) | 5.162** (0,014) | -0,019 ^{NS} (0,352) | 0,157*** (0,000) |
| ln(PI _{it}) | -0.057*** (0,005) | 0,152*** (0,000) | 0,590*** (0,000) |
| ln(e _{i(t-1)}) | -0.105*** (0,000) | -0,113*** (0,000) | -0,381*** (0,000) |
| ln(e _{i(t-2)}) | -0.094*** (0,000) | -0,063*** (0,000) | 0,010 ^{NS} (0,795) |
| ln(e _{i(t-3)}) | -0.047*** (0,000) | -0,050*** (0,000) | 0,074*** (0,000) |
| D_AGP | | 4,965*** (0,000) | 2,462 |
| D_EXM | | 5,083*** (0,000) | 2,515 |
| D_MNM | | 5,025*** (0,000) | 2,504 |
| D_MEL | | 5,021*** (0,000) | 2,521 |
| D_MMB | | 5,043*** (0,000) | 2,524 |
| D_CPG | | 5,189*** (0,000) | 2,647 |
| D_BOR | | 4,976*** (0,000) | 2,457 |
| D QUI | | 5,012*** (0,000) | 2,495 |
| D_TXT | | 4,976*** (0,000) | 2,471 |
| D_CAL | | 5,027*** (0,000) | 2,492 |
| S. Q. Resíduos | 0,708 | 0,658 | 2,305 |

1- Intercepto comum do método restrito

*** significativo a 1% ** significativo a 5% NS – não significativo

P-valores entre parênteses.

Fonte: Dados do trabalho.

Antes da seleção do método mais apropriado, realizou-se um teste para verificar a existência ou não de correlação contemporânea no método de Efeitos Fixos. Para tanto, a matriz de correlação cruzada entre os resíduos do Modelo 1 foi obtida, para só então a estatística λ , definida anteriormente, ser calculada.

O valor calculado para λ foi igual a 205,956, revelando-se superior ao valor tabelado da estatística χ^2 para 45 graus de liberdade aos níveis de significância usuais. Diante deste resultado, a hipótese nula de que não existe correlação contemporânea entre os resíduos das equações deve ser rejeitada. Contudo, optou-se por permanecer com os resultados do método de Efeitos Fixos, pelo fato de que, como descrito por Kmenta (1986), os estimadores de MQO e SUR são equivalentes na situação na qual as regressões aparentemente não relacionadas envolvem exatamente as mesmas variáveis independentes. Entende-se, portanto, que a escolha realizada não afeta a consistência dos resultados obtidos.

A seleção entre o método Restrito (R) de intercepto comum e o método de Efeitos Fixos foi realizada com o auxílio do teste de Chow, utilizando-se as Somas dos Quadrados dos Resíduos dos Modelos. A estatística do teste foi calculada de acordo com a fórmula apresentada anteriormente e revelou-se igual a 3,419, que é superior ao valor da estatística “F” tabelada para 9 e 405 graus de liberdade, tanto para 1% ($F_{\text{tab}} = 2,41$) quanto para 5% ($F_{\text{tab}} = 1,88$). Este resultado rejeita a hipótese nula de que o método mais apropriado seja o Restrito, levando, desta forma, à aceitação do método de Efeitos Fixos.

Já a seleção entre o método Restrito e o método de Efeitos Aleatórios foi realizada através da obtenção da estatística do teste LM de Breusch e Pagan. Os valores estimados para os resíduos do método Restrito foram utilizados para se calcular a fórmula (17). O valor calculado (1,870) é menor que os valores da estatística χ^2 , para um grau de liberdade, tabelados ao níveis de confiança de 1 e 5% (6,635 e 3,842, respectivamente). Este resultado leva, portanto, à não-rejeição da hipótese nula de que a variância dos resíduos que refletem diferenças individuais

seja igual a zero. Deve-se, portanto, rejeitar o método de Efeitos Aleatórios em favor do método Restrito.

Dado que o método Restrito foi preferível ao método de Efeitos Aleatórios e, o primeiro já havia sido rejeitado pelo teste de Chow a favor do método de Efeitos Fixos, não se faz necessária a realização do teste de especificação de Hausman. Assim sendo, o método de Efeitos Fixos é o de melhor especificação para a análise proposta.

Os resultados obtidos na estimação do Modelo 1 pelo método de Efeitos Fixos não revelaram surpresas. Pode-se verificar através da Tabela 4 que o coeficiente estimado para a variável custo total ($CT_{i(t-1)}$) defasada em um período mostrou-se não-significativa aos níveis de significância usuais. Já o coeficiente estimado para a variável preço internacional (PI_{it}) foi significativo ao nível de 1%, indicando que, um aumento em 10% no preço determinado pelos concorrentes no mercado internacional permite um aumento de 1,52% no preço de exportação dos setores nacionais. Este valor revela-se relativamente baixo, o que fornece indícios de pouca influência na determinação do preço internacional por parte dos setores analisados. Assim, pode-se afirmar que, em uma competição por preços no mercado internacional, os setores exportadores brasileiros apresentam grau de competitividade bastante restrito.

O poder de determinação de preços de exportação no mercado internacional é representado, primordialmente no modelo, pelos coeficientes relativos à taxa de câmbio. Pode-se verificar que a estimativa para o coeficiente de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação realizada para o Modelo 1 foi relativamente baixa, de 22,60%. Este valor, como descrito anteriormente, foi obtido pela soma dos valores dos coeficientes defasados para a variável taxa de câmbio.

Tomando-se os setores analisados como representativos das exportações brasileiras, pode-se afirmar que apenas 22,60% das variações cambiais no período foram repassadas para o preço de exportações. Um coeficiente reduzido indica pouca influência dos setores exportadores na determinação dos preços de seus

produtos no mercado internacional. Isto revela, portanto, que a desvalorização cambial exerce efeito limitado sobre a demanda de exportação da economia nacional.

Um coeficiente de *pass-through* também não muito expressivo foi encontrado por Ferreira (2000). Tal autor, utilizando o modelo co-integração estimou um coeficiente de longo prazo de 27% para os preços de exportação de produtos manufaturados. Este valor não é muito superior ao aqui encontrado pela metodologia de dados em painel. O modelo utilizado por Ferreira foi referente ao período que compreende o terceiro trimestre de 1978 e o quarto trimestre de 1996.

As estimativas de coeficientes de *pass-through* para os preços de exportação de setores selecionados realizadas por Kannebley Jr. (2000), para o período de 1984 a 1997, também apontaram valores reduzidos. A maioria dos setores analisados revelaram coeficientes nulos, tanto no curto quanto no longo prazo. Aqueles não nulos foram ainda baixos, variando entre 22,60 e 32,4%. Kannebley Jr. (2000) também utilizou-se do modelo de co-integração.

Tejada, Costa e Silva (2004) realizaram estimativas para o mesmo coeficiente para as exportações totais do estado do Rio Grande do Sul. Utilizando-se da metodologia do Filtro de Kalman, estimaram um *pass-through* também baixo, variando entre 13 e 22% para o período de 1983 a 2001.

A diferença do modelo aqui estimado em relação, principalmente ao de Ferreira (2000), é que ele possibilita a análise da dinâmica do processo de repasse das variações cambiais aos preços de exportação. Através da análise dos coeficientes estimados para a variável taxa de câmbio defasada em três períodos, é possível verificar que o repasse foi maior em períodos mais próximos às variações, reduzindo-se praticamente à metade no período subsequente. Os valores estimados foram de 11,30% para o primeiro trimestre, reduzindo-se fortemente no segundo para o nível de 6,30% e acomodando-se em 5% no terceiro. Isto sugere que o poder de determinação de preços dos setores exportadores brasileiros, apesar de baixo, é

mais forte em períodos próximos às variações cambiais, acomodando-se em períodos imediatamente posteriores.

Outro resultado diferenciado fornecido pelos dados em painel, é o de poder captar as diferenças estruturais entre os setores nos diferentes termos de intercepto, através de um modelo com maior consistência nos parâmetros estimados.

Todos os termos de interceptos estimados mostraram-se significativos. A análise dos parâmetros individuais sugere que outras variáveis não incluídas no modelo possam explicar diferenças estruturais entre os setores analisados. Os setores de Celulose, Papel e Gráfica (CPG) e Extrativo Mineral (EXM) apresentaram valores relativamente altos para os termos de interceptos estimados no modelo. Por outro lado, setores como Agropecuária (AGP), Borracha (BOR) e Têxtil (TXT) apresentaram valores relativamente reduzidos. As diferenças estruturais existentes podem estar relacionadas aos diferentes graus de substitutabilidade dos produtos no mercado internacional, ou ainda, à forma na qual os repasses das variações cambiais aos preços de exportação são realizados pelos diferentes setores.

Uma análise mais detalhada do poder de repasse de variações cambiais para os preços de exportação de cada um dos setores analisados é possível pela estimação do Modelo 2. Este modelo, ao contrário do primeiro, permite também a variação dos coeficientes de inclinação relativos à variável taxa de câmbio.

4.2 - Resultados para o Modelo 2

A exemplo do que foi feito para o Modelo 1, também foram realizados testes, na tentativa de detectar autocorrelação e heterocedasticidade no Modelo 2.

Devido à grande perda de graus de liberdade no modelo variável, o teste de LM de Breusch-Godfrey não pôde ser aplicado em sua forma estendida (testando-se todas as p defasagens dos resíduos na regressão recursiva). Optou-se, então, por testar as defasagens duas a duas para verificar se alguma combinação delas seria

capaz de descrever a existência de um processo de autocorrelação serial do modelo. A única combinação significativa encontrada está apresentada na Tabela 5.

TABELA 5 - Teste LM de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial - Modelo 2.

| Variável | Coefficiente Estimado |
|---------------------------------|-----------------------|
| $\ln(\text{Resíduos}_{i(t-1)})$ | 0,273*** (0,026) |
| $\ln(\text{Resíduos}_{i(t-2)})$ | -0,349* (0,100) |
| R^2 | 0,744 |
| F | 4,005*** (0,000) |

*** significativo a 1% * significativo a 10% P-valores entre parênteses.

$N = 400$; $p = 4$; $(N-p)R^2 = 294,968$; $\chi^2_{4, 1\%} = 13,276$.

Fonte: Dados do trabalho.

O teste LM de BG rejeita a hipótese nula de que todos os coeficientes autorregressivos sejam simultaneamente iguais a zero ao nível de 1% de significância. Pode-se verificar, pela Tabela 5, que os resíduos do modelo apresentam-se autocorrelacionados diante de uma combinação de processos de primeira e segunda ordem, pois, ambos os coeficientes dos resíduos defasados no modelo foram estatisticamente significativos.

Para corrigir esse problema, o modelo deve ser re-estimado por MQG, considerando-se o problema de autocorrelação detectado na transformação das variáveis no novo modelo.

Como no Modelo 1, também foram realizados testes para detectar heterocedasticidade. Os resultados são apresentados na Tabela 6.

TABELA 6 - Resultados dos testes de heterocedasticidade para o Modelo 2.

| Teste | Graus de Liberdade | Valor da estatística |
|-----------------------------|--------------------|----------------------|
| Bartlett ^a | 9 | 65,324*** (0,000) |
| Levene ^b | 9, 390 | 8,103*** (0,000) |
| Brown-Forsythe ^b | 9, 390 | 5,832*** (0,000) |

*** significativo a 1% P-valores entre parênteses

a – segue distribuição χ^2

b – segue distribuição F

Fonte: Dados do trabalho.

Pode-se verificar que todos os três testes realizados apontam para existência de heterocedasticidade, indicando assim, que o modelo deve ser re-estimado por MQG, com as variáveis de cada setor sendo ponderadas pelas respectivas variâncias dos erros.

Uma vez que o *software* utilizado não permite a estimação do método de Efeitos Aleatórios, o Modelo 2 foi estimado apenas através do método de Efeitos Fixos. Os resultados do modelo re-estimado, com as devidas correções, são apresentados na Tabela 7.

TABELA 7 – Resultado da estimativa do Modelo 2, com Efeitos Fixos.

| Variável | Coefficiente |
|----------------------------|---------------------------------|
| $\ln(\text{CT}_{i(t-1)})$ | 0,174*** (0,000) |
| $\ln(\text{PI}_{it})$ | 0,543*** (0,000) |
| D_AGP | 2,607*** (0,000) |
| $\ln(e_{\text{AGP } t-1})$ | -0,133*** (0,006) |
| $\ln(e_{\text{AGP } t-2})$ | -0,097* (0,100) |
| $\ln(e_{\text{AGP } t-3})$ | -0,070 ^{NS} (0,122) |
| PT_AGP [#] | -0,230 |
| D_EXM | 3,147*** (0,000) |
| $\ln(e_{\text{EXM } t-1})$ | -0,081* (0,095) |
| $\ln(e_{\text{EXM } t-2})$ | -0,186*** (0,001) |
| $\ln(e_{\text{EXM } t-3})$ | -0,128*** (0,005) |
| PT_EXM [#] | -0,396 |
| D_MNM | 3,318*** (0,000) |
| $\ln(e_{\text{MNM } t-1})$ | -0,134*** (0,005) |
| $\ln(e_{\text{MNM } t-2})$ | -0,175*** (0,002) |
| $\ln(e_{\text{MNM } t-3})$ | -0,121*** (0,007) |
| PT_MNM [#] | -0,431 |

(continua...)

TABELA 7– Resultado da estimativa do Modelo 2, com Efeitos Fixos.

| Variável | Coefficiente |
|---------------------------|---------------------------------|
| D_MEL | 2,766*** (0,000) |
| ln(e _{MEL t-1}) | -0,072 ^{NS} (0,135) |
| ln(e _{MEL t-2}) | -0,168*** (0,004) |
| ln(e _{MEL t-3}) | -0,078 ^{NS} (0,184) |
| PT_MEL [#] | -0,168 |
| D_MMB | 2,834*** (0,000) |
| ln(e _{MMB t-1}) | -0,063 ^{NS} (0,186) |
| ln(e _{MMB t-2}) | -0,176** (0,045) |
| ln(e _{MMB t-3}) | -0,090** (0,045) |
| PT_MMB [#] | -0,266 |
| D_CPG | 3,144*** (0,000) |
| ln(e _{CPG t-1}) | -0,187*** (0,001) |
| ln(e _{CPG t-2}) | -0,162*** (0,005) |
| ln(e _{CPG t-3}) | -0,015 ^{NS} (0,737) |
| PT_CPG [#] | -0,349 |
| D_BOR | 3,154*** (0,000) |
| ln(e _{BOR t-1}) | -0,117** (0,014) |
| ln(e _{BOR t-2}) | -0,177*** (0,002) |
| ln(e _{BOR t-3}) | -0,113** (0,012) |
| PT_BOR [#] | -0,408 |

(continua...)

TABELA 7 – Resultado da estimativa do Modelo 2, com Efeitos Fixos.

| Variável | Coefficiente |
|---------------------------------|--------------------------------|
| D_QUI | 2,546*** (0,000) |
| ln(e _{QUI t-1}) | -0,198*** (0,001) |
| ln(e _{QUI t-2}) | -0,156** (0,035) |
| ln(e _{QUI t-3}) | -0,074* (0,059) |
| PT_QUI [#] | -0,428 |
| D_TXT | 3,150*** (0,000) |
| ln(e _{TXT t-1}) | -0,136*** (0,005) |
| ln(e _{TXT t-2}) | -0,162*** (0,005) |
| ln(e _{TXT t-3}) | -0,106** (0,019) |
| PT_TXT [#] | -0,405 |
| D_CAL | 2,480*** (0,000) |
| ln(e _{CAL t-1}) | 0,078* (0,100) |
| ln(e _{CAL t-2}) | 0,145** (0,014) |
| ln(e _{CAL t-3}) | 0,045 ^{NS} (0,310) |
| PT_CAL [#] | -0,223 |
| Soma dos Quadrados dos Resíduos | 1,978 |

PT_i[#] indica a soma dos coeficientes estimados das variáveis e_i defasada, que apresentaram-se estatisticamente diferentes de zero

*** significativo a 1%, ** significativo a 5% * significativo a 10% NS – não significativo

P-valores entre parênteses.

Fonte: Dados do trabalho.

O primeiro passo na escolha do método corretamente especificado e adequado à análise, consiste em testar a existência ou não de correlação contemporânea entre os resíduos estimados por Efeitos Fixos.

A estatística λ (241,898) calculada indicou que o método SUR era o mais adequado. No entanto, optou-se por manter a análise anterior uma vez que, como explicado anteriormente, os métodos são equivalentes quando utilizam as mesmas variáveis independentes.

A seleção agora deve ser feita entre a estimação por Efeitos fixos, e o método Restrito, de intercepto comum.

Novamente, a seleção entre o método Restrito (R), anteriormente estimado, e o de Efeitos Fixos (Irrestrito) foi realizada com o auxílio do teste de Chow, utilizando-se as Somas dos Quadrados dos Resíduos dos métodos. A estatística do teste calculada foi, em valor absoluto, igual a 27,109. Este valor é superior ao da estatística “F” tabelada para 9 e 380 graus de liberdade, tanto para 1% ($F_{\text{tab}} = 2,41$) quanto para 5% ($F_{\text{tab}} = 1,88$), levando, também, à rejeição da hipótese nula de que o método mais apropriado seja o Restrito.

Através da análise da Tabela 7 pode-se verificar que, diferentemente do Modelo 1, o coeficiente estimado para a variável Custo (CT) mostrou-se significativo. Os setores exportadores, na média, conseguem repassar para seus preços de exportação apenas 17,4% de uma variação de 100% nos seus custos. A estimativa de um coeficiente inelástico para esta variável revela um reduzido poder de repasse, mostrando que grande parte do aumento de custos deve ser absorvido pelos empresários com uma redução em suas margens de lucro.

O valor estimado para a variável CT mostrou-se dentro de um intervalo determinado por Ferreira e Sansó (2004) através de um modelo de co-integração. Estes autores determinaram um intervalo entre 10,2% e 25,9% de variação para a elasticidade da variável CT.

O coeficiente estimado para a variável Preço Internacional (PI) também mostrou-se significativo e significativamente superior ao estimado para o Modelo 1. O valor estimado, apesar de ainda representar um coeficiente inelástico, mostra que, diante de um aumento de 100% no preço internacional dos bens exportados, os setores exportadores nacionais conseguem elevar seus preços em 54,3%.

O valor estimado para a variável PI no Modelo 2 foi superior àqueles estimados por Ferreira (2000) (49%) e Ferreira e Sansó (2004), que variaram de aproximadamente 30% a 40%, porém próximo ao valor calculado para o longo prazo por estes mesmos autores, que foi de 49%.

Ao contrário do Modelo 1, em que as diferenças entre os setores era captada através dos diferentes termos de intercepto, o interesse maior nos resultados obtidos pela estimação do Modelo 2 passa a ser a análise individual do repasse das variações cambiais para os preços de exportação de cada um dos setores analisados, ou seja, os diferentes termos de inclinação em relação a variável taxa de câmbio. A forma na qual o modelo foi estimado possibilita, ainda, analisar a dinâmica do repasse ao longo do tempo.

Iniciando-se a análise pelo setor Agropecuário (AGP), pode-se verificar que o coeficiente de *pass-through* estimado foi relativamente baixo, indicando que, no período analisado, apenas 23% das variações cambiais foram repassadas aos preços de exportação. Pode-se, ainda, observar que este repasse foi maior para períodos mais próximos das variações, de forma que, praticamente 58% do repasse total foi realizado no período imediatamente posterior à variação.

Coefficientes de repasse também reduzidos foram encontrados para os setores de Calçados (CAL) e Materiais Elétricos (MEL).

No caso do setor de Materiais Elétricos apenas o coeficiente estimado para a segunda defasagem da variável taxa de câmbio mostrou-se estatisticamente diferente de zero (16,8%). Este resultado indica uma demora no repasse das variações cambiais aos preços, que só ocorre a partir do segundo período.

Os resultados obtidos para o setor de Calçados (CAL) indicaram um coeficiente de *pass-through* de 22,3%. Ao contrário do setor agropecuário, a maior parte do repasse das variações cambiais aos preços se deu no segundo trimestre (65% do total) após a variação.

Em comparação aos demais setores, os coeficientes de *pass-through* estimados para os setores Extrativo Mineral (EXM), de Madeira e Mobiliário (MMB) e de Celulose, Papel e Gráfica (CPG) apresentaram valores intermediários.

O setor de Madeira e Mobiliário foi o que apresentou o menor valor entre eles (27%). O coeficiente de repasse para a primeira defasagem mostrou-se não significativo, enquanto para a segunda defasagem foi o de maior valor. 66% do repasse para os preços de exportação são realizados dois trimestres após a variação cambial.

Já o coeficiente de *pass-through* da taxa de câmbio estimado para o setor de Celulose, Papel e Gráfica foi de 35%. Diferentemente do setor de Madeira e Mobiliário, a maior parte do repasse da variação total nos preços foi feito no primeiro trimestre após a variação cambial (53,42%). O coeficiente estimado para o último trimestre mostrou-se não significativo.

As estimativas realizadas para o setor Extrativo Mineral (EXM) indicaram um coeficiente de 39,6%. Pode-se verificar, pela Tabela 6, que a dinâmica do repasse das variações cambiais nos preços deste setor concentraram-se no segundo e terceiro trimestres após a variação. Aproximadamente 47% do repasse total foi feito no segundo trimestre, 32,3% no último, e 20,7% no primeiro.

Os resultados obtidos para o setor de Borracha (BOR) foi bastante parecido com o anterior, porém o repasse mostrou-se um pouco mais simétrico. 28,9% do repasse total estimado (40,8%) foi realizado no primeiro trimestre, e 27,7% no terceiro. Novamente, o maior percentual de repasse foi realizado no período intermediário, 43,4%.

O setor Têxtil (TXT) apresentou também, resultados muito similares. Com um coeficiente de repasse total estimado de 40,5%, 40% deste foi realizado no segundo semestre após a variação cambial, 33,5% foi realizado no primeiro, enquanto 26,1% no terceiro.

Os dois setores restantes, Químico (QUI) e de Minerais não Metálicos (MNM), foram aqueles que apresentaram maiores coeficientes estimados para o

repassa das variações cambiais aos preços de exportação. O valor de ambos os coeficientes foi superior a 40% sendo iguais a, respectivamente, 42,8 e 43,1%.

Analisando-se a dinâmica de repasse para o setor Químico, verifica-se que ocorreu maior repasse no primeiro trimestre após a variação cambial, sendo esta decrescente nos dois trimestres seguintes. O coeficiente de *pass-through* para o primeiro período correspondeu a 46,3% do total, o do segundo a 36,45%, reduzindo-se a 17,25% no último.

O setor de Mineirais não Metálicos foi aquele que se mostrou como o mais capaz de repassar parte das variações cambiais a seus preços de exportação, revelando-se, desta forma, como o de maior influência na determinação de preços no período.

De acordo com os resultados encontrados, o repasse das variações cambiais neste setor foi crescente do primeiro para o segundo trimestre, passando de 31,1% para 40,6%, e decrescente no último trimestre, reduzindo-se para 28,3%.

4.3 – Resultados da utilização do filtro de Kalman

Como já mencionado, o filtro de Kalman possibilita a estimação de coeficientes de *pass-through* variáveis ao longo do tempo. A escolha do filtro como método de estimação deve-se ao fato de que, a estimação por métodos econométricos tais como o de dados em painel, seria inviável devido à grande perda de graus de liberdade que seria incorrida.

Antes da discussão dos resultados estimados é necessária uma avaliação do modelo. Tal avaliação é realizada através da análise estatística das séries de resíduos geradas pelas estimativas.

Os resultados do teste estatístico para verificar a condição de normalidade das séries de resíduos está apresentado na Tabela 8.

TABELA 8 - Resultados do teste de normalidade de Jarque-Bera (JB) para os resíduos da estimação pelo fitro de Kalman.

| Setor | Estatística JB |
|---------------------------|--------------------------------|
| Agropecuário | 0,696 ^{NS} (0,705) |
| Borracha | 3,834 ^{NS} (0,147) |
| Calçados | 0,462 ^{NS} (0,793) |
| Celulose, Papel e Gráfica | 1,800 ^{NS} (0,406) |
| Extrativo Mineral | 0,113 ^{NS} (0,944) |
| Madeira e Mobiliário | 1,231 ^{NS} (0,540) |
| Materiais Elétricos | 2,912 ^{NS} (0,233) |
| Minerais Não Metálicos | 1,231 ^{NS} (0,540) |
| Químico | 0,565 ^{NS} (0,753) |
| Têxtil | 1,088 ^{NS} (0,580) |

NS – não significativo P-valores entre parênteses.

Fonte: Dados do trabalho.

Os resultados mostram que aos níveis de significância usuais, para todos os setores, a hipótese nula de normalidade dos resíduos não pode ser rejeitada, indicando assim, que não é necessária a realização de nenhuma correção no modelo.

Outro teste também necessário, de acordo com Harvey (1999) é o teste de autocorrelação serial. Para tanto, aplicou-se o teste de Box-Ljung modificado, cujos resultados estão apresentados na Tabela 9.

TABELA 9 - Resultados do teste de Box-Ljung (BL) para autocorrelação serial na estimação pelo fitro de Kalman.

| Setor | Estatística BL |
|---------------------------|----------------------|
| Agropecuário | 9,089** |
| Borracha | 5,740*** |
| Calçados | 4,743*** |
| Celulose, Papel e Gráfica | 2,454*** |
| Extrativo Mineral | 17,255 ^{NS} |
| Madeira e Mobiliário | 4,339*** |
| Materiais Elétricos | 38,762 ^{NS} |
| Minerais Não Metálicos | 4,339*** |
| Químico | 2,580*** |
| Têxtil | 19,780 ^{NS} |

*** significativo a 1% ** significativo a 5% NS – não significativo

Os valores obtidos a estatística χ^2 para GL = 20 aos níveis de 1%, 5% e 10% são respectivamente 8,260, 10,850 e 12,442.

Fonte: Dados do trabalho.

Pode-se verificar que os resíduos estimados para os setores Extrativo Mineral, de Materiais Elétricos e Têxtil mostraram-se não significativos, indicando autocorrelação serial. Desta forma, foram re-estimados os modelos, corrigindo-os para o problema de autocorrelação de primeira ordem.

Os resultados definitivos obtidos com a estimação dos modelos através do filtro de Kalman para cada um dos setores analisados estão representados nas Figuras 1 e 2 que se seguem. A análise gráfica das séries geradas pelo filtro é mais interessante neste momento, pois, pode-se verificar a trajetória dos coeficientes estimados no período analisado, de forma a avaliar o comportamento destes diante das mudanças cambiais ocorridas.

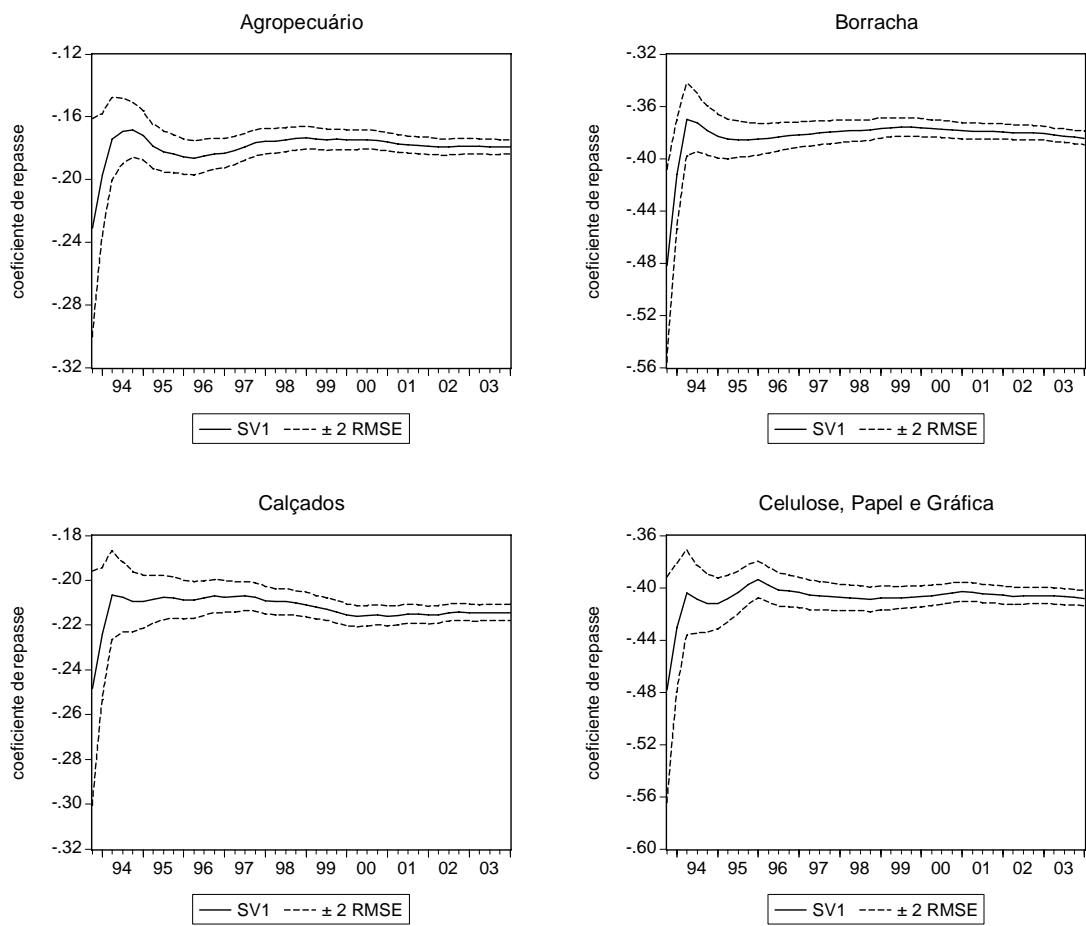


FIGURA 1 – Resultados das estimativas para os coeficientes de repasse das variações cambiais para setores selecionados: Agropecuário, Borracha, Calçados e Celulose, Papel e Gráfica.

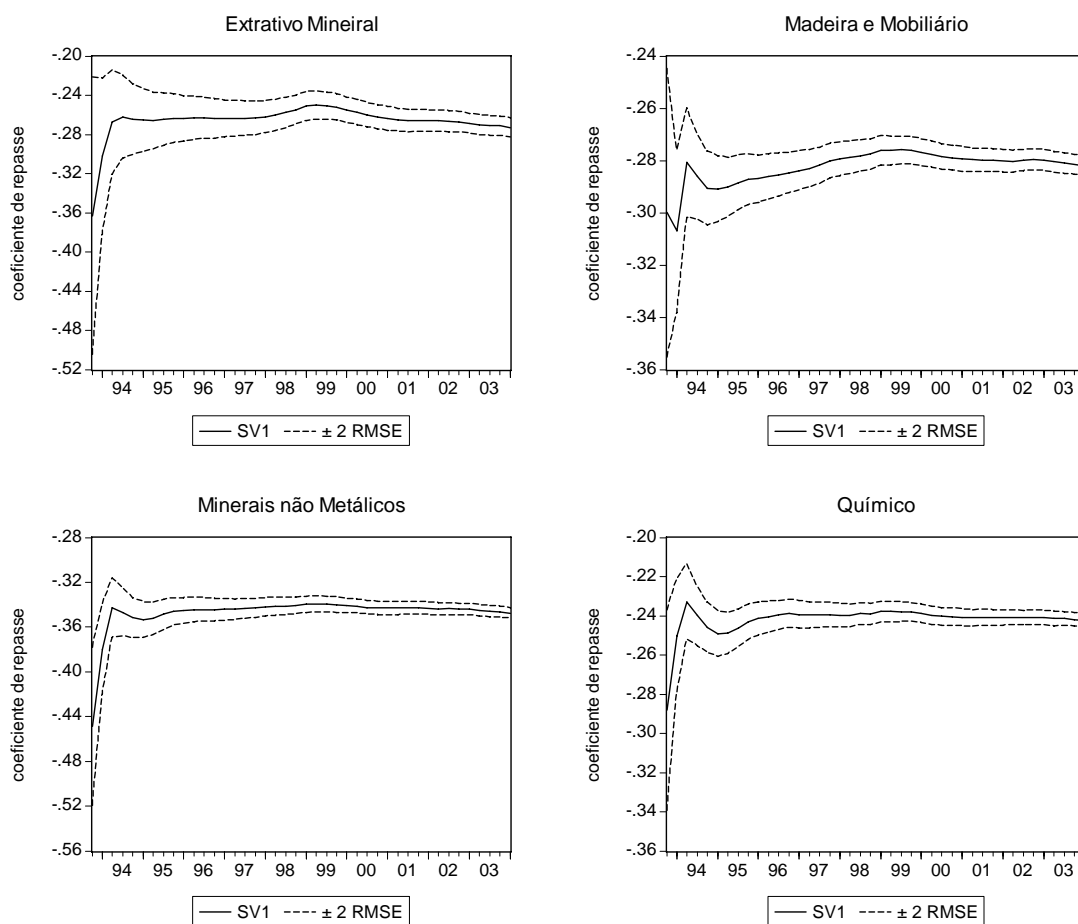


FIGURA 2 – Resultados das estimativas para os coeficientes de repasse das variações cambiais para setores selecionados: Extrativo Mineral, Madeira e Mobiliário, Minerais Não Metálicos e Químico.

Após as devidas correções nos modelos, as estimativas para os vetores de estados iniciais dos setores de Materiais Elétricos e Têxtil não foram estatisticamente diferentes de zero, sendo, portanto, não apresentados na análise.

Pode-se verificar nos gráficos apresentados nas Figuras 1 e 2 que, para os primeiros trimestres analisados, com exceção do setor Extrativo Mineral, existe um padrão muito semelhante no comportamento do grau de repasse das variações cambiais aos preços. Todos os setores passaram por uma queda acentuada no

coeficiente de repasse das variações cambiais aos preços de exportação no período anterior ao ano de 1994.

Acredita-se que a perda de competitividade assinalada pela queda no coeficiente de *pass-through* neste período seja, ainda, reflexo da abertura comercial iniciada no final da década de 80 e continuada no início da década seguinte. De acordo com Portugal e Azevedo, a tarifa nominal média de importação reduziu-se de 51,3%, em 1986, para 14%, em 94. A forte redução unilateral das tarifas de importação atingiu significativamente a competitividade dos setores exportadores nacionais neste período. Tarifas de importação mais baixas forçam uma maior competição (por preços) dos produtos nacionais com seus concorrentes estrangeiros, que podem ser importados a preços mais reduzidos que anteriormente. Isto pode ser comprovado pela queda do coeficiente de *pass-through* dos setores analisados neste período.

O setor Extrativo Mineral foi o único que, contrariamente, apresentava elevação no mesmo coeficiente no período anterior a 94. Este comportamento indica que os empresários deste setor encontravam-se em situação mais favorável com a abertura comercial. Esta situação favorável foi, possivelmente determinada, pelo fato deste setor ter passado por uma redução das tarifas de importação mais lenta que os demais²⁰.

Diante disto, o período anterior a 94 parece ter sido marcado pela elevação das exportações condicionadas fundamentalmente em fatores que influenciavam a demanda externa, sobretudo preços. Os resultados indicam que a redução do coeficiente de repasse (que deveria ser crescente em períodos de desvalorização) deva estar associada à manutenção de preços de exportação em determinados níveis. O repasse das variações cambiais aos preços com a finalidade de aumento nas margens de lucro poderia reduzir a demanda externa uma vez que os setores exportadores nacionais encontravam-se ainda, em posição de desvantagem

²⁰ Para maiores detalhes quanto à determinação da nova política tarifária determinada no início dos anos 90, ver Portugal e Azevedo (2000).

competitiva no mercado internacional. Isto foi possível devido à situação favorável da relação preço de exportação/custo total na qual os setores ainda passavam.

As altas taxas de inflação no Brasil no período anterior a 1994 também impossibilitavam que os repasses das variações cambiais para os preços se mantivessem por longos períodos. Os preços internos eram constantemente desalinhados com os externos. A dificuldade de se determinar o grau de repasse das variações cambiais, vistas as altas taxas de inflação, fazia com que o *pass-through* mantivesse uma tendência declinante neste período.

O recuo na queda acentuada do coeficiente de repasse das variações cambiais teve início no primeiro trimestre de 1994²¹. Este período coincide com o início da implementação do Plano Real, que teve como ponto fundamental a criação da Unidade Real de Valor (URV). A URV funcionou como um indexador monetário do Cruzeiro Real, moeda então vigente. A criação de um indexador monetário naquela ocasião teve também a função de realinhador de preços internos com os externos, colaborando assim, para a sustentação do coeficiente de *pass through* que passava por fase declinante.

O período após a implantação do Plano Real teve também um comportamento padronizado para todos os setores. Ao que parece, a valorização cambial ocorrida naquela situação promoveu um rápido ajuste dos coeficientes de repasse que se mantiveram praticamente constantes, desde então. Associado a isto, conforme apontado por Portugal e Azevedo (2000), a manutenção da política de concessão de novos benefícios para os setores mais atingidos pelo processo de abertura tentava elevar o poder competitivo de tais setores, forçando, desta forma, o ajuste do coeficiente de repasse das variações cambiais aos preços de exportação.

Este ajuste foi positivo para todos os setores, com exceção do setor Extrativo Mineral, e durou, em média três trimestres, até estabilizar-se.

²¹ Foram também obtidos, resultados muito parecidos para a estimação de coeficiente de repasse variável no tempo por Tejada et al. (2004), quando estimados os coeficientes para as exportações totais.

Para grande parte dos setores analisados a valorização cambial provoca efeitos negativos às exportações, uma vez que os preços dos produtos exportados ficam relativamente mais caros no mercado internacional. A concorrência internacional via preços, desta forma, inibe as vendas dos setores exportadores nacionais, gerando assim, uma perda de competitividade.

Diante de uma grande valorização cambial, mesmo aqueles setores mais competitivos no cenário mundial ficam impossibilitados de efetuar todos os repasses aos seus preços. Os repasses gerados não dizem respeito apenas aos efeitos diretos causados pela taxa de câmbio nos preços, mas também aos custos diretos ou indiretos que cada setor incorre com a variação dos preços dos insumos importados utilizados na produção.

O efeito direto da valorização cambial nos preços de exportação gera a necessidade de redução da margem de lucros por parte dos empresários para não perderem competitividade no mercado internacional. As margens de lucro devem ser cada vez mais comprimidas para que, no curto prazo, com preços mais altos que seus concorrentes internacionais, os setores nacionais não passem por grandes dificuldades em fechar contratos de vendas com os países importadores. Perdendo oportunidades de negócios, esses setores são deslocados do mercado internacional por seus concorrentes, reduzindo, assim, o nível de exportação nacional.

Associado à redução das exportações, o aumento das importações por consequência de uma melhora do poder de compra da moeda doméstica, piora ainda mais a relação dos termos de troca. Esta deterioração dos termos de troca assinala um déficit na Balança Comercial.

O agravamento da situação deficitária na Balança Comercial, a partir de 1994, foi associado à política de manutenção de taxa de câmbio valorizada sustentada pela política de câmbio fixo no início do Plano Real.

Pode-se observar pelas Figuras 1 e 2 que as desvalorizações provocadas a partir de 1995, quando se passou ao regime de bandas cambiais, não foram capazes de retomar os coeficientes de *pass-through* aos níveis que vigoravam anteriormente.

A mudança de política cambial, passando do sistema de taxas fixas para o sistema de bandas cambiais parece ter tido como resultado apenas a estabilização do coeficiente de repasse.

Pelo visto, os três trimestres posteriores à implantação do Plano Real correspondem ao tempo que foi necessário à realização do ajuste de novos contratos de vendas externas para a quase totalidade dos setores analisados. Neste período, os novos contratos parecem ter sido realizados já determinando o grau médio de repasse das variações cambiais aos preços de exportação, pois, a partir de então, os coeficientes mantiveram-se praticamente constantes.

Nota-se ainda, pela análise das Figuras 1 e 2, que o modelo estimado parece não ter sido capaz de captar os possíveis efeitos gerados pela desvalorização cambial de 1999 no grau de repasse das variações cambiais aos preços de exportação. Uma vez que o grau de repasse manteve-se praticamente estável (com ligeira tendência de alta a partir daquele ano), as séries de custo e preços de exportação devem ser analisadas com maiores detalhes.

A dificuldade de retomada do grau de repasse das variações cambiais aos preços de exportação parece estar relacionada com o rápido crescimento dos custos totais em relação aos preços de exportação. No período posterior a 1999, quando foi abandonada a política de bandas cambiais, os setores exportadores não conseguiram captar os possíveis benefícios de aumento de margem de lucro com as desvalorizações cambiais. Esperava-se que a desvalorização proporcionasse um aumento do coeficiente de *pass-through* naquela ocasião, no entanto, o mesmo se manteve praticamente constante.

As Figuras 3 e 4 mostram que os possíveis benefícios gerados com a desvalorização cambial foram contidos por uma forte elevação dos índices de custo. A elevação destes índices tem como fonte o aumento dos preços relativos dos insumos importados que, de acordo com Ferreira (2000), no período de liberalização comercial e valorização cambial, provavelmente passaram a fazer parte de uma

maior composição dos custos de produção dos setores, e ainda o eminente retorno da inflação no país.

Pode-se verificar pelas Figuras 3 e 4, que apenas para o período anterior à implantação do Plano Real os índices de custos totais foram inferiores aos índices de preços de exportação para todos os setores analisados. O único setor que apresentou trajetória crescente de preços superior à trajetória crescente de custos por um período maior, foi o setor de Celulose, Papel e Gráfica, apresentado na Figura 3.

As Figuras apresentadas possibilitam também verificar que, os setores que apresentaram maiores coeficientes de *pass-through* de acordo com as estimativas do filtro de Kalman, especialmente os setores de Celulose, Papel e Gráfica e o de Minerais Não Metálicos, foram aqueles que conseguiram manter, por um maior período, os índices de preços de exportação superiores aos índices de custos durante os primeiros anos analisados.

Pode-se dizer, que apesar de não muito marcante, este foi um padrão predominante entre os setores que revelaram grau de repasse mais elevados, tais como os setores de Borracha, Extrativo Mineral e Químico.

Já os setores que apresentaram coeficientes de repasse mais reduzidos, como o setor Agropecuário e de Calçados revelaram um desmembramento das séries de preço e custo, anterior aos demais.

Outro padrão presente em todos os setores analisados foi a divergência mais acentuada das séries de preço de exportação e de custo total, logo após a desvalorização cambial, no final do ano de 1998. Enquanto os índices de preços apresentaram trajetória decrescente, os índices de custos apresentaram trajetória crescente, impulsionados principalmente pela elevação do custo de importação de insumos²².

²² Conforme apontado por Ferreira (2000), apesar de para a maior parte da economia brasileira, a dependência em relação aos insumos importados ser limitada e de baixo grau, a influência da taxa de câmbio sobre os custos dos insumos parece ter aumentado, em alguma medida, após o processo de liberalização comercial.

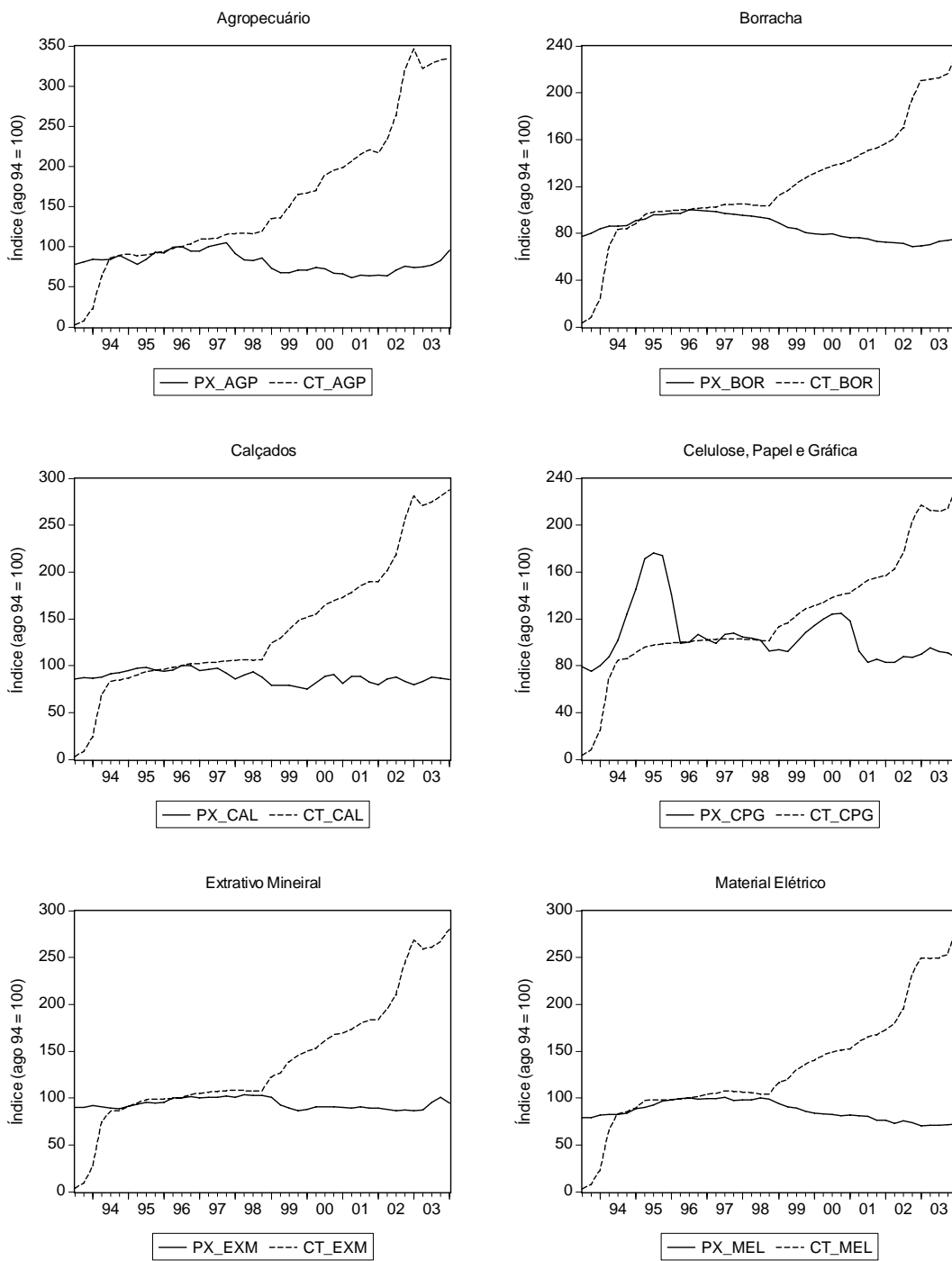


FIGURA 3 – Evolução das séries de preço de exportação e custo total para setores analisados: Calçados, Celulose Papel e Gráfica, Extrativo Mineral e Materiais Elétricos.

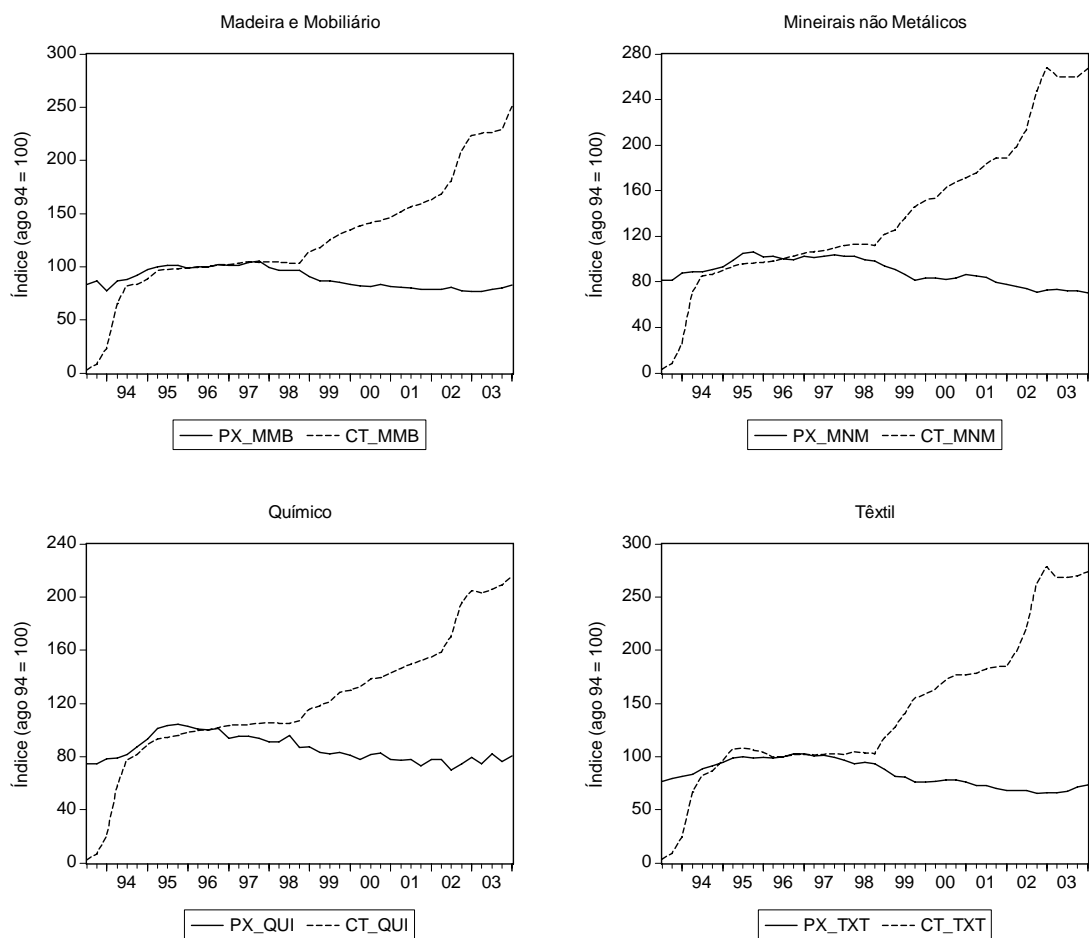


FIGURA 4 - Evolução das séries de preço de exportação e custo total para setores analisados: Madeira e Mobiliário, Mineirais não Metálicos, Químico e Têxtil.

Os índices de preços de exportação para grande parte dos setores analisados, já no final do ano de 2002, apresentavam uma ligeira tendência ascendente. Esta ligeira tendência também está presente nos coeficientes de repasse variáveis estimados pelo filtro.

Por fim, é interessante fazer uma breve comparação entre as estimativas dos coeficientes de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação entre os dois métodos econométricos utilizados.

Pode-se verificar que os valores fixos estimados pelo método de dados em painel estiveram dentro do intervalo de estimativa do método de filtro de Kalman

para 60% dos setores (Agropecuária, Borracha, Calçados, Madeira e Mobiliário, Minerais Não Metálicos e Químico), além de corresponderem a 75% dos resultados significativos no modelo estimado pelo filtro. Estes resultados refletem uma boa convergência entre os dois métodos de estimação propostos.

V - CONCLUSÕES

O objetivo geral deste trabalho consistiu em estimar o grau de repasse das variações (*pass-through*) cambiais aos preços de exportação de dez setores selecionados da economia brasileira, no período que compreende o terceiro trimestre de 1993 ao primeiro trimestre de 2004. Para tanto, foram estimados coeficientes fixos e variáveis no tempo e, também, um modelo capaz de verificar o grau médio de repasse para a economia como um todo. Todos os resultados indicaram um grau de repasse incompleto.

Quando puderam ser comparados a outros trabalhos, os resultados estimados para valores fixos de repasse, foram similares e também reduzidos, indicando um baixo poder de competitividade dos setores exportadores analisados.

Teoricamente, um coeficiente de repasse baixo significa que, durante períodos de desvalorização cambial, os setores exportadores são beneficiados com aumento na margem de lucro; por outro lado, durante valorizações, tais setores são forçados a reduzir as mesmas, para não perderem competitividade no mercado internacional. No entanto, a partir dos dados selecionados, verificou-se que, principalmente no período inicial, mesmo diante de desvalorizações cambiais, a maioria dos setores estudados não deve ter desfrutado de todos os benefícios que poderiam ter em tais circunstâncias. A baixa competitividade destes no mercado

internacional, devido à abertura comercial iniciada no final da década de 80, e às altas taxas de inflação, agiram no sentido contrário, fazendo com que as margens de lucro dos exportadores não pudessem ser expandidas, dificultando o realinhamento de preços internos e externos.

Como pôde ser comprovado pela estimativa dos coeficientes, a partir da metodologia de dados em painel, o repasse das variações cambiais aos preços de exportação não foram realizados de uma só vez. Para a maior parte dos setores o repasse foi feito ao longo dos três trimestres seguintes à desvalorização. Enquanto alguns setores realizaram a maior parte do repasse no período imediatamente seguinte à desvalorização, agindo de forma gradativa decrescente, outros realizaram a maior parte desse repasse um semestre após a desvalorização.

Uma possível explicação para esta diferença está na forma como os contratos foram realizados pelos setores, uma vez que, alguns provavelmente possuíam contratos mais curtos. Outra explicação pode estar na expectativa de cada um na variação cambial: enquanto uns acreditam que esta seja passageira, outros acreditam na sua continuidade. Desta forma, enquanto alguns contratos são antecipados, outros são postergados.

Verificou-se também que políticas que visavam aumentar as exportações via desvalorizações cambiais não foram o melhor instrumento para melhorar o saldo da Balança Comercial, no período analisado. Todavia, constatou-se claramente que o Plano Real teve forte influência na estabilização do coeficiente de *pass-through* de todos os setores analisados. Pois, após a implantação de tal plano, os coeficientes de todos os setores revelaram-se praticamente estáveis.

Apesar de não ter-se verificado um forte efeito direto das desvalorizações cambiais nos preços de exportação, estas parecem ter exercido um grande impacto sobre o volume de exportações, uma vez que o saldo da Balança Comercial passou a reverter o déficit gerado durante a década de 90. Este efeito, também identificado em outros trabalhos, é explicado pelo fato de que com um coeficiente de *pass-through* relativamente baixo, e ainda constante, os preços das exportações em moeda

doméstica aumentam, permitindo a elevação das margens de lucros dos exportadores e, desta forma, possibilitando o aumento da oferta de exportação. Os resultados encontrados sugerem ter sido este o principal mecanismo pelo qual as variações cambiais afetaram o volume das exportações brasileiras. Um estudo complementar sobre o grau de repasse das variações cambiais para os preços domésticos, dos setores analisados poderia corroborar esta afirmação.

Estudos mais detalhados, que incluam nos modelos estimados informações mais específicas quanto ao tempo médio dos contratos de cada setor poderiam fornecer estimativas mais precisas dos coeficientes de repasse e, ainda, maiores explicações quanto a natureza destes e sua dinâmica.

Sugere-se ainda que, na realização de trabalhos posteriores, sempre que possível, matrizes de coeficientes técnicos atualizadas sejam utilizadas para que, desta forma, comparações possam ser realizadas.

Entende-se que, a maior contribuição realizada no presente trabalho foi a constatação de que políticas econômicas que visem beneficiar o crescimento das exportações através de alterações nos preços relativos não são suficientes para tornar os setores exportadores domésticos mais competitivos no cenário mundial. É necessária também, a adoção de políticas que visem promover, antes de tudo, uma maior produtividade destes setores para que, desta forma, estes possam desfrutar dos possíveis benefícios gerados pela política cambial.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Andrade, J. P., Divino, J. A. C. A., e Silva, M. L. F. Revisando a história recente das crises cambiais brasileiras recentes. In.: Fontes, R. e Arbex, M. A. (eds) **Economia aberta: ensaios sobre fluxos de capitais, câmbio e exportações**. Viçosa: Editora UFV, p. 213-246, 2000.

Balestra, P. Introduction to linear models for panel data. In.: Mátyás, L. Silvestre, P. (eds). **The econometrics of panel data – Handbook of theory and applications**. Kluwer Acad. Publishers, p. 21 – 29, 1992 .

Balestra P. e Nerlove M. Pooling cross-section and time series data in the estimation of dynamic model: the demand for natural gas. **Econometrica**, v. 34, p. 585 – 612, 1966.

Baltagi, B.H. **Econometric analysis of panel data**. Wiley, 1995. 294 p.

Baltagi, B.H. **Econometrics**. Berlin-Heidelberg: Springer-Verlag, 1998. 396 p.

Bhargava, A. Franzini L. e Nerendranathan W. Serial correlation and fixed effects model. **Review of Economic Studies**, v. XLIX, 533-549, 1982.

Breusch, T. S. e Pagan, A. R. The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **Review of Economic Studies**, v. 47, p. 239 – 253, 1980.

Campos, A. C. **ERU 665 - Economia Internacional I**. Notas de aula. Viçosa: UFV (mimeo), 2003.

Carbaugh, R. J. **Economia Internacional**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2004.

Chaves, C. V. Formação de Preços na Indústria Brasileira: Uma Análise Econométrica. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 1992. (**Dissertação de mestrado em Economia**).

Dornbusch, R. Exchange rates and prices. **American Economic Review**, 77, p. 93-106, Mar. 1987.

Ferreira, A. H. B. Pass-through da taxa de câmbio: modelos teóricos e evidências empíricas para as exportações brasileiras de manufaturados. In.: Fonte, R. e Arbex, M. A. (eds.) **Economia aberta: ensaios sobre fluxos de capitais, câmbio e exportações**. Viçosa: Editora UFV, p. 247-266, 2000.

Ferreira, A. H. B. e Sansó, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. Disponível em: <www.cepe.ecn.br/sanso4.pdf> Acesso em 05 Mai, 2004.

Fischer, E. A model of exchange rate pass-through. **Journal of International Economics**, 26, p. 199-137, 1989.

Griffiths, W. E.; Hill, R. C. e Judge, G. G. **Learning and Practicing Econometrics**, New York: Wiley, 1993.

Greene, W. H. **Econometric analysis**. 3 rd. edition. New Jersey: Prantice-Hall Inc., 1997.

Gujarati, D. M. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 3^a ed., 2000.

Hausman, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, 46, p. 1251-1272, 1978.

Harvey, A. C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman Filter**. Cambridge: Cambridge U.P. 7th ed., 1999.

Hsiao, C. **Analysis of panel data**. Cambridge: Cambridge University Press. 1991

Hooper, P. and Mann, C. L. Exchange dynamic econometric models by encompassing the VAR. Oxford: Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, 1990 (**Applied Economics Discussion Papers**)

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA. Disponível em <www.ipea.gov.br>. Acesso em 09 fev. 2004.

Judge, G. G.; Griffiths, W. E.; Hill, R. C.; Lütkepohl, H. and Lee, T. C. **The theory and practice of econometrics**, 2nd ed., Wiley. 1988.

Kmenta, J. **Elements of econometrics**. 2.ed. McMillan, 1986. 786 p.

Kannebley Jr., S. Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras 1984-1997. **Economia Aplicada**, v. 4, n. 3, 2000.

Kim, Y. Exchange rates and import prices in the United States: varying parameter estimation of exchange-rate pass-through. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 8, n. 3, July 1990.

Marques, L. D. **Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão de literatura**. Centro de Estudos Macroeconômicos e Previsão, Faculdade de Economia do Porto, 2000. 84 p. (Texto para discussão, 100).

Menon, J. Exchange rate pass-through. **Journal of Economic Surveys**. v. 9, n. 2, p. 197 -231, Jun. 1995.

Mól Jr., P. Preços das exportações brasileiras e taxas de câmbio: estimativas de "pass-through" para o período 1978-1992. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 1997, 76p. (**Dissertação de mestrado em Economia**).

Pereira, F. K. R. e Pôrto Jr., S. S. Desigualdade regional de renda no Brasil - análise e previsão. Disponível em

<<http://www8.ufrgs.br/decon/hp/virtuais/sabino/textos.htm>> Acesso em 14 mar. 2004.

Portugal, M. e Azevedo, A. F. Z. Abertura comercial e política no Plano Real, 1994-1999 In.: Fonte, R. e Arbex, M. A. (eds) **Economia aberta: ensaios sobre fluxos de capitais, câmbio e exportações**. Viçosa: Editora UFV, p. 127-181, 2000

QMS – Quantitative Micro Software. **Eviews 4 User's Guide**. Irvine, California: Quantitative Micro Software, 2002. 722 p.

Sachsida, A. e Texeira, J. R. Impactos de Desvalorizações Cambiais Sobre a Conta Corrente no Brasil. Disponível em <<http://www.ipea.gov.br>> Acesso em 09 fev. 2004.

Silva, O. M. e Cruz Jr. J. C. Dados em painel: Uma análise do modelo estático In: Santos, M. L., Vieira, W. C. (eds) **Métodos Quantitativos em Economia**. 1ª ed. Viçosa, MG : Imprensa Universitária, 2004, v.1, p. 577-601.

Swamy, P. A. V. B. Efficient inference in a random coefficient regression model. **Econometrica**, v. 38, p. 311 – 323, 1970.

Tejada, C. A. O., Filho, L. F. F. e Costa, T. V. M. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços das exportações de produtos agropecuários do Rio Grande do Sul. Disponível em <www.upf.tche.br/cepeac/download/TD052002.pdf> Acesso em 29 out. 2003.

Verbeek, M. **A Guide to Modern Econometrics**, John Willey: New York, 2000.

Wallis, K. F. Testing for fourth order autocorrelation in quartely regression equations. **Econometrica**, vol. 40, nº 4, July. 1972.

Zellner, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. **Journal of the American Statistical Association**, v. 57, p. 348 – 368, 1962.

ANEXO

A.1 – Modelo da Abordagem das Elasticidades (parte 1)

Tomando-se:

$$\Delta p_x = \Delta e + \Delta p_x^*$$

$$\Delta q_x = -\eta_x \Delta p_x^*$$

Substituindo-se em:

$$\varepsilon_x = \frac{\Delta q_x}{\Delta p_x}$$

Tem-se:

$$\varepsilon_x = \frac{-\eta_x \Delta p_x^*}{\Delta e + \Delta p_x^*}$$

Organizando:

$$\varepsilon_x \Delta e + \varepsilon_x \Delta p_x^* = -\eta_x \Delta p_x^*$$

Isolando-se Δp_x^* :

$$\Delta p_x^* (\varepsilon_x + \eta_x) = -\varepsilon_x \Delta e$$

$$\Delta p_x^* = -\left(\frac{\varepsilon_x}{\varepsilon_x + \eta_x} \right) \cdot \Delta e \quad (\text{a.1})$$

A.2 – Modelo da Abordagem das Elasticidades (parte 2)

Tomando-se:

$$\Delta p_m = \Delta e + \Delta p_m^*$$

$$\Delta q_m = -\varepsilon_m \Delta p_m^*$$

Substituindo-se em:

$$\eta_m = -\frac{\Delta q_m}{\Delta p_m}$$

Tem-se:

$$\eta_m = \frac{-\varepsilon_m \Delta p_m^*}{\Delta e + \Delta p_m^*}$$

Organizando:

$$\eta_m \Delta e + \eta_m \Delta p_m^* = -\varepsilon_m \Delta p_m^*$$

Isolando-se Δp_m^* :

$$\Delta p_m^* (\eta_m + \varepsilon_m) = -\eta_m \Delta e$$

$$\Delta p_m^* = -\left(\frac{\eta_m}{\eta_m + \varepsilon_m} \right) \cdot \Delta e$$

A.3 – Modelo da Abordagem das Elasticidades (parte 3)

Sendo:

$$-\eta^* \Delta p^* = (1 - \beta) \varepsilon^* \Delta p^* + \beta \varepsilon_x (\Delta p^* + \Delta e)$$

O termo do lado direito representa a variação na demanda do resto do mundo (RDM) associada à variação no preço do bem. Os termos do lado direito expressam, para a mesma variação no preço, a variação na oferta do RDM ponderada pela participação deste no comércio mundial do bem em questão $(1-\beta)$, e a variação na oferta do país exportador, também ponderada pela sua participação no comércio mundial (β) .

Realizando-se a multiplicação do segundo termo do lado direito:

$$-\eta^* \Delta p^* - (1 - \beta) \varepsilon^* \Delta p^* - \beta \varepsilon_x \Delta p^* = \beta \varepsilon_x \Delta e$$

Isolando-se Δp^* :

$$\Delta p^* [\eta^* + (1 - \beta) \varepsilon^* + \beta \varepsilon_x] = -\beta \varepsilon_x \Delta e$$

$$\Delta p^* = \left(-\frac{\beta \varepsilon_x}{[\eta^* + (1-\beta)\varepsilon^* + \beta\varepsilon_x]} \right) \cdot \Delta e \quad (\text{a.2})$$

Se o país não é exportador, $\beta = 0$ e $(1-\beta) = 1$, logo não há repasse de β para Δp^* .

Se o país é um pequeno exportador, $\beta \rightarrow 0$ e $(1-\beta) \rightarrow \infty$ logo o repasse é pequeno (tende a zero).

Se o país é um grande exportador, $\beta \rightarrow 1$ e $(1-\beta) \rightarrow 0$, de modo que o repasse de β e para Δp^* é grande, mas não integral.

Se o país é monopolista, $\beta = 1$ e $(1-\beta) = 0$, desta forma, $p^* = p_x^*$ e $\eta^* = \eta_x$, logo (a.2) se reduz a (a.1):

$$\Delta p_x^* = -\left(\frac{\varepsilon_x}{\varepsilon_x + \eta_x} \right) \cdot \Delta e$$

A.4 – Modelo de Dornbusch (1987)

Assumindo-se $p^* = f(Q^T)$ como a função de demanda inversa do resto do mundo (RDM), onde $Q^T = nQ + n^*Q^*$ e n e n^* representam respectivamente o número de produtores domésticos e do RDM vendendo Q e Q^* , pode-se escrever as funções de lucro do país doméstico e do RDM como:

$$\pi = f(Q^T)eQ - wQ$$

$$\pi^* = f(Q^T)Q^* - w^*Q^*$$

Em que e expressa a taxa de câmbio nominal.

Maximizando-se as funções de lucro:

$$\frac{\partial \pi}{\partial Q} = f'(Q^T)eQ + f(Q^T)e - w = 0$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial Q^*} = f'(Q^T)Q^* + f(Q^T) - w^* = 0$$

Organizando-se os termos:

$$f'(Q^T)Q + f(Q^T) = \frac{w}{e}$$

$$f'(Q^T)Q^* + f(Q^T) = w^*$$

Multiplicando-se ambas as equações pelos respectivos números de produtores:

$$n[f'(Q^T)Q + f(Q^T)] = n \frac{w}{e}$$

$$n^*[f'(Q^T)Q^* + f(Q^T)] = n^* w^*$$

Somando-se as duas equações:

$$(nQ + n^*Q^*)f'(Q^T) + (n + n^*)f(Q^T) = n \frac{w}{e} + n^* w^*$$

$$Q^T f'(Q^T) + (n + n^*)f(Q^T) = n \frac{w}{e} + n^* w^* \quad (\text{a.3})$$

Diferenciando-se totalmente a equação de demanda inversa do RDM:

$$dp^* = f'(Q^T)dQ^T$$

$$dQ^T = \frac{dp^*}{f'(Q^T)} \quad (\text{a.4})$$

Diferenciando-se totalmente (a.3), tem-se:

$$Q^T f'(Q^T) + Q^T f''(Q^T)dQ^T + nf''(Q^T)dQ^T + n^* f'(Q^T)dQ^T = -n \frac{w}{e^2} de$$

$$[Q^T f''(Q^T) + (n + n^* + 1)f''(Q^T)]dQ^T = -n \frac{w}{e^2} de \quad (\text{a.5})$$

Substituindo (a.3) em (a.4):

$$\left(\frac{Q^T}{f'(Q^T)} \right) f''(Q^T) dp^* + (n + n^* + 1) f''(Q^T) \frac{dp^*}{f'(Q^*)} = -n \left(\frac{w}{e} \right) \left(\frac{de}{e} \right)$$

Tomando-se $\theta = \left(\frac{Q^T}{f'(Q^T)} \right) f''(Q^T)$, representando a elasticidade da inclinação

da função de demanda invertida, e $N^* = (n + n^* + 1)$

Pode-se, então, reescrever (a.5) como:

$$dp^* (-\theta + N^*) = -n \left(\frac{w}{e} \right) \left(\frac{de}{e} \right)$$

Dividindo-se ambos os lados da expressão anterior por p^* :

$$\frac{dp^*}{p^*} (-\theta + N^*) = -n \left(\frac{w}{ep^*} \right) \left(\frac{de}{e} \right)$$

Reorganizando:

$$\left(\frac{dp^*}{p^*} \right) \left(\frac{e}{de} \right) (-\theta + N^*) = -n \left(\frac{w}{ep^*} \right)$$

$$\left(\frac{dp^*}{p^*} \right) \left(\frac{e}{de} \right) = -\frac{n}{(N^* - \theta)} \left(\frac{w}{ep^*} \right)$$

Fazendo $P^* = \frac{dp^*}{p^*}$ e $E = \frac{de}{e}$:

$$\frac{P^*}{E} = -\frac{n}{(N^* - \theta)} \left(\frac{w}{ep^*} \right)$$

Se $p^* = f(Q^T)$ é assumida linear, tem-se que $f''(Q^T) = 0$, e a expressão anterior resume-se a:

$$\frac{P^*}{E} = -\frac{n}{N^*} \left(\frac{w}{ep^*} \right)$$

O coeficiente de *pass-through* $\left(\frac{P^*}{E} \right)$ depende, portanto, de dois fatores:

- i) do número relativo de firmas domésticas $\left(\frac{n}{N^*} \right)$ operando no RDM; e,
- ii) da razão entre custo e preço prevalecente para os exportadores $\left(\frac{w}{ep^*} \right)$

A.5 – Modelo de Menon (1995)

Assume-se que:

$$P_x^* = (1 + \lambda) \left(\frac{CP}{e} \right)$$

Em que P_x^* é o preço de exportação, λ o *mark-up*, e a taxa de câmbio e CP o custo de produção.

Assume-se que o *mark-up* possa variar, de acordo com a pressão do mercado mundial da seguinte forma:

$$(1 + \lambda) = \left(\frac{P_w}{CP/e} \right)^\alpha$$

Em que o termo entre parênteses do lado direito corresponde ao gap entre os preços das exportações mundiais (P_w) e o custo de produção do exportador.

Substituindo:

$$P_x^* = \left(\frac{P_w}{CP/e} \right)^\alpha \left(\frac{CP}{e} \right)$$

$$P_x^* = P_w^\alpha \left(\frac{CP}{e} \right)^{-\alpha} \left(\frac{CP}{e} \right)$$

$$P_x^* = P_w^\alpha \left(\frac{CP}{e} \right)^{(1-\alpha)}$$

Linearizando a expressão anterior:

$$\ln(P_x^*) = \alpha \ln(P_w) + (1 - \alpha) \ln\left(\frac{CP}{e}\right)$$

Duas versões do modelo podem ser apresentadas: uma restrita e uma irrestrita:

A versão restrita pode ser apresentada da seguinte forma:

$$\ln(P_x^*) = \theta_1 \ln(P_w) + \theta_2 \ln\left(\frac{CP}{e}\right)$$

Em que a restrição do modelo é:

$$\theta_1 + \theta_2 = 1$$

A versão irrestrita pode ser apresentada da seguinte forma:

$$\ln(P_x^*) = \theta_1 \ln(P_w) + \theta_2 \ln(CP) + \theta_3 \ln(e)$$

Na versão irrestrita espera-se que $\theta_3 < 0$.