

Referências bibliográficas

ABRACEX (2005): Notas para a Imprensa. n.1, janeiro

ABREU, M.P. (1987): Equações de Demanda de Importações Revisitadas: Brasil, 1960-1985. Departamento de Economia, PUC-RIO, TD n.148.

AMAZONAS, A. & BARROS, A.R. (1995): Manufactured Exports from Brazil: Determinants and Consequences. Revista Brasileira de Economia, v.50, n.1, p.73-100.

ANDREWS, D.W.K (1991): Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation. Econometrica, V. 59, N. 3, p. 817-858

ARIZE, A. (1990): An Economic Investigation of Export Behavior in Seven Asian Developing Countries. Journal of Applied Economics, v.22, p.891-904.

ATHUKORALA, P. & RIEDEL, J. (1991): The Small Country Assumption: A Reassessment with Evidence form Korea. Weltwirtschaftlichess Archiv, n.127, p.138-151.

AZEVEDO, A.F. Z. & PORTUGAL, M.S. (1998): Abertura Comercial Brasileira e Instabilidade da Demanda de Importações. Nova Economia, v.8, n.1, p.37-63.

BALASSA, B. (1991): Exchange Rates and Foreign Trade in Korea. WB WP/91/635.

BANERJEE, A.; DOLADO, J.; GALBRAITH, J.W. & HENDRY, D. (1993): Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. Oxford University Press.

BAYOUMI, T. (1996): International Trade and Real Exchange Rates in Ito, Takatoshi et al. (1996): Exchange Rate Movements and Their Impact on Trade and Investment in the APEC Region. IMF OP/96/145.

CAMPOS, J.; HENDRY, D.F. & ERICSSON, N.R. (2003): Consistent Model Selection by an Automatic Gets Approach. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, n.65, p. 803-819.

CARVALHO, A. & DE NEGRI, J.A. (2000): Estimação de Equações de Importação e Exportação de Produtos Agropecuários Brasileiros (1977/1998). IPEA TD n.698.

CARVALHO, A. & PARENTE, M.A. (1999): Estimação de Equações de Demanda de Importação por Categoria de Uso no Brasil (1978/1996). IPEA TD 636.

CASTRO, A.S. & CAVALCANTI, M.A.F.H. (1997): Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil – 1955/95. IPEA TD n.469.

- CATÃO, L. & FALCETTI, E. (1999): Determinants of Argentina's External Trade. IMF WP/99/121.
- CAVALCANTI, M.A.F.H. & FRISCHTAK, C.R. (2001): Crescimento Econômico, Balança Comercial e a Relação Câmbio-Investimento. IPEA TD n.821.
- CAVALCANTI, M.A.F.H. & RIBEIRO, F.J. (1998): As Exportações Brasileiras no Período 1977/96: Desempenho e Determinantes. IPEA TD n.545.
- CHENG, K.C. (2004): A Reexamination of Korea's Trade Flows: What has Changed and What Explains these Changes?, IMF WP/04/145.
- CHOW, G.C. (1960): Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, v.28, p.591-605.
- CNI (2004): Possibilidades de Incremento do Comércio Bilateral Brasil-China. Maio.
- DAVIDSON, J. (1994): Identifying Cointegrating Regressions by the Rank Condition. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.56, n.1, p.103-108.
- DAVIDSON, J. (1997): Structural Relations, Cointegration and Identification: Some Simple Results and their Application. *Journal of Econometrics*, v.87, p.87-113.
- DICKEY, D. & FULLER, W.A. (1979): Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, v.74, p.427-431.
- DUTTAGUPTA, R. & SPILIMBERGO, A. (2000): What Happened to Asian Exports During the Crisis? IMF WP/00/200.
- EFRON, B. & TIBSHIRANI, R. (1993): An Introduction to the Bootstrap. *Monographs on Statistics and Applied Probability* n.57. Chapman & Hall.
- EFRON, B. (1979): Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife. *Annals of Statistics* n.7, p.1-26.
- ENDERS, W. (2004): Applied Econometric Time Series. *Wiley Series in Probability and Statistics*, 2nd Edition.
- ENGLE, R. & GRANGER, C.W.J. (1987): Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, v.55, n.2, p.251-267.
- FACHADA, J.P. (1990): Um Estudo Econométrico da Balança Comercial Brasileira: 1975-1988. Dissertação de mestrado, Departamento de Economia, PUC-Rio.
- FERREIRA, A.H.B. (1994): Testes de Estabilidade para Função Demanda de Importações. *Revista Brasileira de Economia*, v.48, n.3, p. 355-370.
- GIORGIANNI, L. & Milesi-Ferretti, G. M. (1997): Determinants of Korean Trade Flows and their Geographical Destination. IMF WP/97/54.

GUIMARÃES, E.A.; PINHEIRO, A.C.; FALCÃO, C., POURCHET, H. & MARKWALD, R.A. (1997): Índices de Preço e Quantum das Exportações Brasileiras. FUNCEX, Texto para discussão n.121.

HAMILTON, J. (1994): Time Series Analysis. Princeton University Press, 2nd Edition.

HEMPHILL, W.L. (1974): The Effect of Foreign Exchange Receipts on Imports of Less Developed Countries. IMF Staff Papers, v.21, p.637-677.

HENDRY, D.F. (2003): The Properties of Automatic GETS Modelling. Mimeo, Economics Department, Oxford University

HENDRY, D.F. (2003b): New Developments in Automatic General-to-specific Modelling in Stigum, B.P. (2003): Econometrics and the Philosophy of Economics. Princeton University Press.

HENDRY, D.F. & KROLZIG, H.M. (2001): Computer Automation of General-to-Specific Model Selection Procedures. Journal of Economic Dynamics and Control, n. 25, p. 831-866.

HOUTHAKKER, H.S. & MAGEE, S.P. (1969): Income and Price Elasticities in World Trade. Review of Economics and Statistics, v.51,p.111-125.

IPEA (1998): Boletim de Política Industrial. n.4, p.12-13.

IPEA (2005): Boletim de Conjuntura. n.70, p.12-15.

JOHANSEN, S. (1988): Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, v.12, p. 231-254.

JOHANSEN, S. (1995): Identifying Restrictions of Linear Equations with Applications to Simultaneous Equations and Cointegration. Journal of Econometrics, v.69, p.111-132.

KING, A. (1997): From Demand Equation to Two Regimes: The Theoretical Development of Export Models. Bulletin of Economic Research, v. 49, i.2, p. 81-125.

KRUGMAN, P. (1989): Differences in Income Elasticities and Trends in Real Exchange Rates. European Economic Review, v.33, p.1031-1054.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.; SCHMIDT, P. & SHIN, Y. (1992): Testing the Null Hypothesis of Stionarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series have a Unit Root? Journal of Econometrics, v.54, p.159-178.

LÓPEZ, J.G. & CRUZ, A.B. (2000): Thirwall's Law and Beyond: The Latin American Experience. Journal of Post Keynesian Economics.

MACKINNON, J.G. (1991): Critical Values for Econometric Testes. In Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1991): Long Run Economic Relationships, p.267-76, Oxford University Press.

MADDALA, G.S. & KIM, I. M. (1998): Unit Roots, Cointegration and Structural Change. Cambridge University Press, 1st Edition.

MAH, J.S. (1993). Structural Change in Import Demand Behavior: The Korean Experience". *Journal of Policy Modeling*, 15, pp.223-227.

MDIC (2004): Relatório Ação para a Competitividade. maio.

MUSCATELLI, V.A. (1995): Modelling Aggregate Manufactured Exports for some Asian Newly Industrialized Economies. *Review of Economics and Statistics*, v.77, p.147-155.

MUSCATELLI, V.A.; SRINIVASAN, T.G. & VINES, D. (1994): The Empirical Modelling of NIE Exports: An Evaluation of Different Approaches. *Journal of Development Studies*, v.30, p.279-302

MUSCATELLI, V.A.; STEVENSON, A.A. & MONTAGNA, C. (1994): Intra NIE Competition in Exports of Manufactures. *Journal of International Economics*, v.37, p.29-47

NAKAHODO, S.H. & JANK, M.S. (2006): A Dinâmica das Exportações Brasileiras: Preços, Quantidades e Destinos. *ICONE Brasil*.

PAIVA, C. (2003): Trade Elasticities and Market Expectations in Brazil. *IMF WP/03/140*.

PESARAN, M.H. & SHIN, Y. (1994): Long Run Structural Modelling. Working paper, Department of Applied Economics, University of Cambridge.

PHILLIPS, P. & PERRON, P. (1988): Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, v.75, p.335-346.

PINDYCK, R. & RUBINFELD, D. (1981): *Econometric Model and Economic Forecast*. McGraw-Hill, 2nd Edition.

PORTUGAL, M.S. (1992): Um Modelo de Correção de Erros para a Demanda por Importações Brasileiras. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.22, n.3, IPEA.

PORTUGAL, M.S. (1993): A Instabilidade dos Parâmetros nas Equações de Exportação Brasileiras. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.23, n.2, p.313-348.

RESENDE, M.F.C. (2001): Crescimento Econômico, Disponibilidade de Divisas e Importações no Brasil: Um Modelo de Correção de Erros. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.31, n.2, p.289-330.

RIEDEL, J. (1988): The Demand for LDC Exports of Manufactures: Estimates from Hong Kong. *Economics Journal*, v.98, p.138-148.

SAIKONNEN, P. (1991): Asymptotically Efficient Estimation of Cointegrated Regressions. *Journal of Econometric Theory* n.7, p.1-21.

SENHADJI, A. & MONTENEGRO, C.E. (1999): Time Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross Country Analysis. *IMF Staff Papers*, v.46, p.259-273.

STOCK, J.H. & WATSON, M.W. (1993): A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, v.61, p. 783-820.

STOCK, J.H. (1987): Asymptotic Properties of Least Square Estimators of Cointegrating Vectors. *Econometrica*, v.55, n.5, p. 1035-1056.

ZINI JR., A.A. (1988): Funções de Exportação e de Importação para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento*.

5

Apêndice

5.1

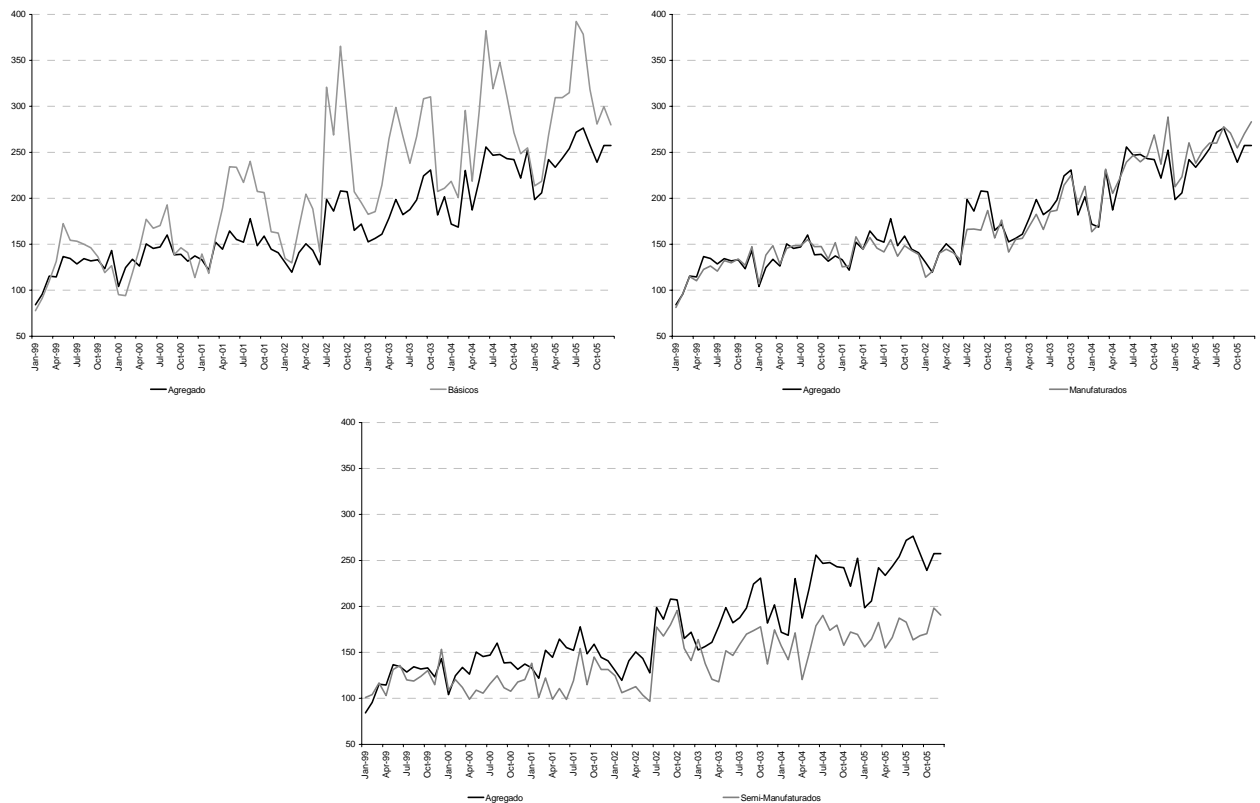
Exportação

5.1.1

Quantum e preços por fator agregado

Quantum e preços de exportação (1996=100) possuem dinâmicas diferenciadas se avaliados separados por fator agregado. Para quantum, observa-se que básicos registraram crescimento acima do total, principalmente a partir de 2002, manufaturas cresceram em linha, resultado de sua grande participação relativa nas exportações e semi-manufaturas cresceram abaixo do quantum total exportado:

Gráfico 12: Apêndice Exportação - Quantum (1999/2005)



Fonte: FUNCEX

Em preços, o período pós-1999 também foi marcado pelo comportamento diferenciado do total e das separações por fator agregado, como se pode ver no conjunto de gráficos abaixo:

Gráfico 13: Apêndice Exportação – Preço (1999/2005)



Fonte: FUNCEX

Tomando a base de (1996=100) como um nível histórico, todos os preços estiveram abaixo do valor referencial virtualmente até meados de 2005, sendo que manufaturas somente o alcançaram no fim do ano. É interessante perceber a forte expansão durante 2005, em especial para produtos básicos.

5.1.2

Volatilidade e demanda por exportações

É apresentado um modelo, com hipóteses simplificadoras, para explicar o potencial efeito negativo da volatilidade de preços sobre a demanda de exportações. Seja um mundo de três países:

- (i) O país doméstico (H) produz um determinado *tradable* (h) que pode ser vendido tanto em seu mercado como exportado.
- (ii) O país competidor (C) produz um substituto (c), que também pode ser consumido em seu mercado interno ou exportado.
- (iii) O país estrangeiro (F) precisa comprar o *tradable*, não havendo preferência sobre (h) ou (c).

Por hipótese os países (H) e (C) não consomem os respectivos substitutos de seus produtos, de forma que (F) é o único demandante de *tradables*. As escolhas de oferta são baseadas na rentabilidade relativa, observada pela firma representativa, entre consumo doméstico e exportação para (F). As escolhas de demanda estão baseadas no custo relativo de (h) e (c).

Inicialmente (h) e (c) chegam a (F) com o mesmo preço, de modo que este compra quantidades iguais de ambos os bens. Suponha um aumento da volatilidade dos preços de (h). Para as firmas de (H), aumentam as incertezas sobre a rentabilidade relativa da exportação, de modo que prefeririam ofertar no mercado interno, diminuindo o quantum exportado. Este é o efeito usual da literatura.

Mas e as escolhas de (F), como ficam? Uma maior volatilidade dos preços de (h) aumentaria as incertezas sobre custos de importação deste *tradable*. Para fugir dessa incerteza, é razoável que (F) passe a exportar maiores quantidades do bem substituto (c). Portanto, pode ocorrer queda no quantum demandado de (h) sem levar em conta qualquer decisão de sua firma representativa.

5.1.3

Problemas semanais da estimação

Há dois problemas semanais a solucionar: (i) escolha entre modelos reduzidos ou simultâneos; (ii) escolha do número ótimo de defasagens. Tanto a opção pelo modelo simultâneo como pela utilização do máximo de *lags* possível faz necessário uma amostra considerável.

Procurando solucionar o primeiro problema, inicialmente foram estimados modelos simultâneos com dados mensais que avaliassem somente o período entre

1999 e 2005. Essa estratégia impossibilitou imediatamente a estimação do modelo simultâneo tal qual em (2), permitindo somente modelos muito mais simples e, mesmo assim, com resultados altamente instáveis à escolha das variáveis.

Refinando, a amostra foi ampliada até 1995, controlando as mudanças de regime nas variáveis, em geral ligadas à desvalorização cambial, através de *dummies*. Novamente a estimação de modelos simultâneos, com especificação simplificada, mostrou-se instável. Deliberadamente foi feita a opção de não estender a amostra ao período pré-1995. Isto requereria um esforço, principalmente no levantamento de diferenças institucionais entre os períodos e compatibilização das bases de dados, que afastaria consideravelmente este artigo de seu objetivo.

A solução do primeiro problema é um corolário do (fracasso no) esforço empreendido. Tendo em vista o objetivo do artigo e dada a impossibilidade de estimar um modelo simultâneo suficientemente parametrizado e estável, optou-se pela estimação de formas reduzidas do modelo estrutural, ou seja, modelos de oferta e demanda, tal qual em Cheng (2004). As equações de demanda e oferta são as mesmas descritas em (2), só que estimadas separadamente.

Definida a estimação das formas reduzidas, partiu-se para a solução do segundo problema, isto é, a escolha das defasagens relevantes das variáveis explicativas. Não se sabe ao certo o tamanho da defasagem ótima de cada variável, nem sequer se a defasagem ótima varia muito em função das escolhas para representação das variáveis dentre as opções apresentadas na seção anterior.

Tomando as formas reduzidas de oferta e demanda, tentou-se, utilizando sempre o período entre 1999 e 2005, estimar modelos por regressões dinâmicas com todas as defasagens possíveis de todas as variáveis, avaliando a relevância de cada defasagem por inferência usual dos estimadores. A pequena amostra utilizada no trabalho só permitiu, tanto em oferta quanto em demanda, a estimação de modelos com variáveis explicativas com uma e duas defasagens em todas as variáveis envolvidas, impossibilitando avaliar adequadamente a Causalidade de Granger.

A solução final foi estimar modelos com defasagem padronizada, ou seja, com todas as variáveis explicativas avaliadas desde um até seis meses de defasagem. Por critérios de informação, explicados adiante, decide-se qual é a defasagem vencedora para cada fator agregado, em cada forma reduzida. Esta

opção traz a limitação de não conseguir avaliar qual a defasagem ótima de cada variável independente em uma mesma equação, visto que todas são, por hipótese, iguais. Mesmo assim, é forma consistente de avaliar a existência da Causalidade de Granger, além de indicar diferenças no tempo de reação das variáveis explicativas para cada fator agregado.

A escolha de defasagens relevantes tem evoluído na direção do procedimento GETS, de Hendry & Krolzig (2001, 2003b), baseado na Teoria da Redução do próprio Hendry⁹⁶. De maneira geral este tem se mostrado melhor do que critérios tradicionais de escolha, como os de informação Akaike (AIC) e Schwarz (SBIC), principalmente em amostras grandes. Hendry e Krolzig (2003) ressaltam que a potência da seleção cai com amostras pequenas, mas mesmo assim a minimização do SBIC ainda seria um bom procedimento para a escolha da melhor representação de um dado modelo, independente da qualidade das hipóteses sobre as quais a especificação é construída.

Neste trabalho a escolha da defasagem vencedora recai sobre a minimização do SBIC, por duas razões: (i) *benchmark* da literatura; (ii) Simulações demonstram que SBIC é mais leniente do que o GETS, porém ainda dentro de seu *range* de seleção; grosso modo, as escolhas do GETS estariam cotadas inferiormente pelo SBIC.

96 Para referências, vide Campos, Ericsson e Hendry (2003)

5.1.4

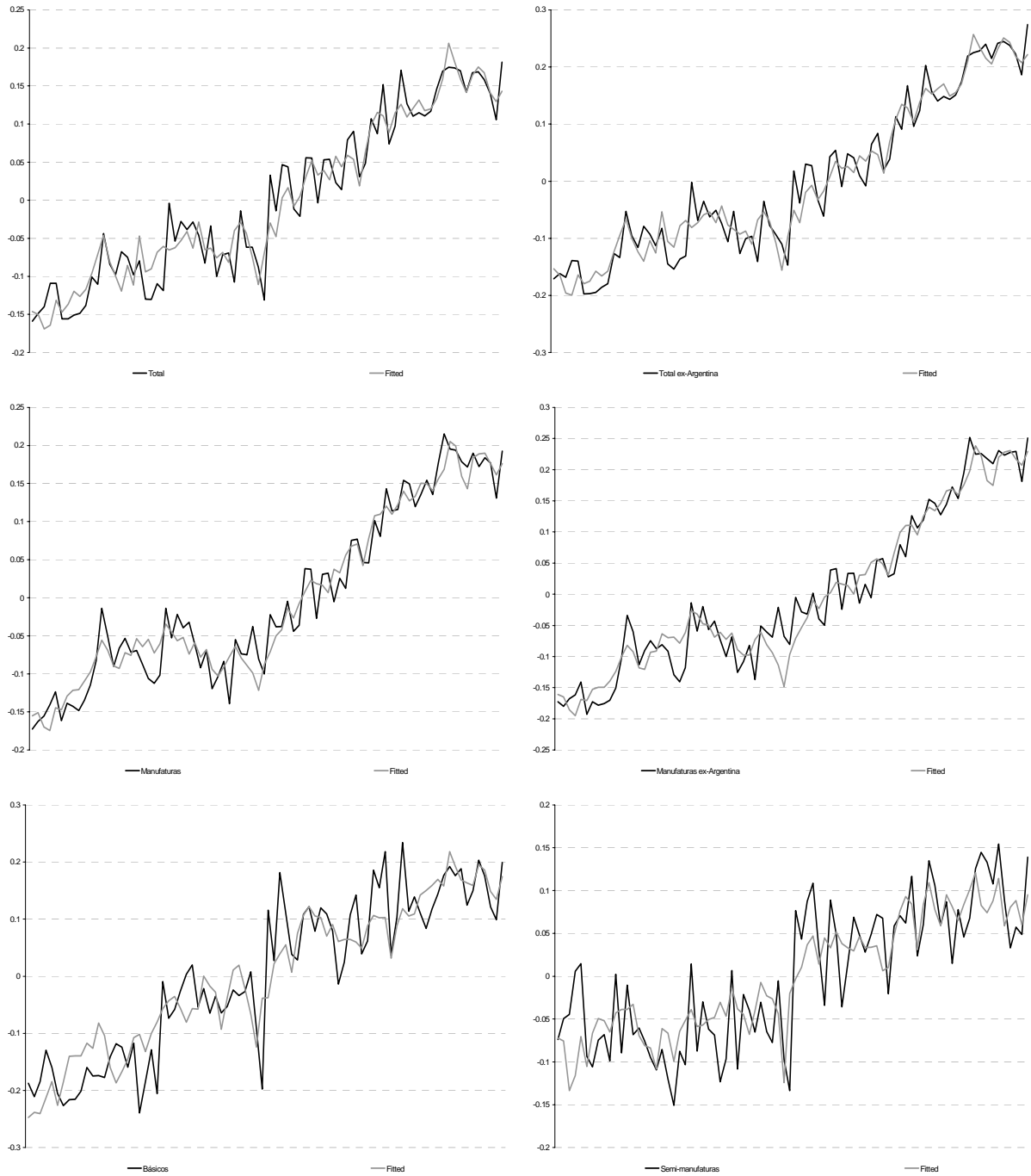
Previsão *in-sample*Gráfico 14: Apêndice Exportação - *In-sample* de demanda para longo prazo

Gráfico 15: Apêndice Exportação - *In-sample* de demanda para curto prazo

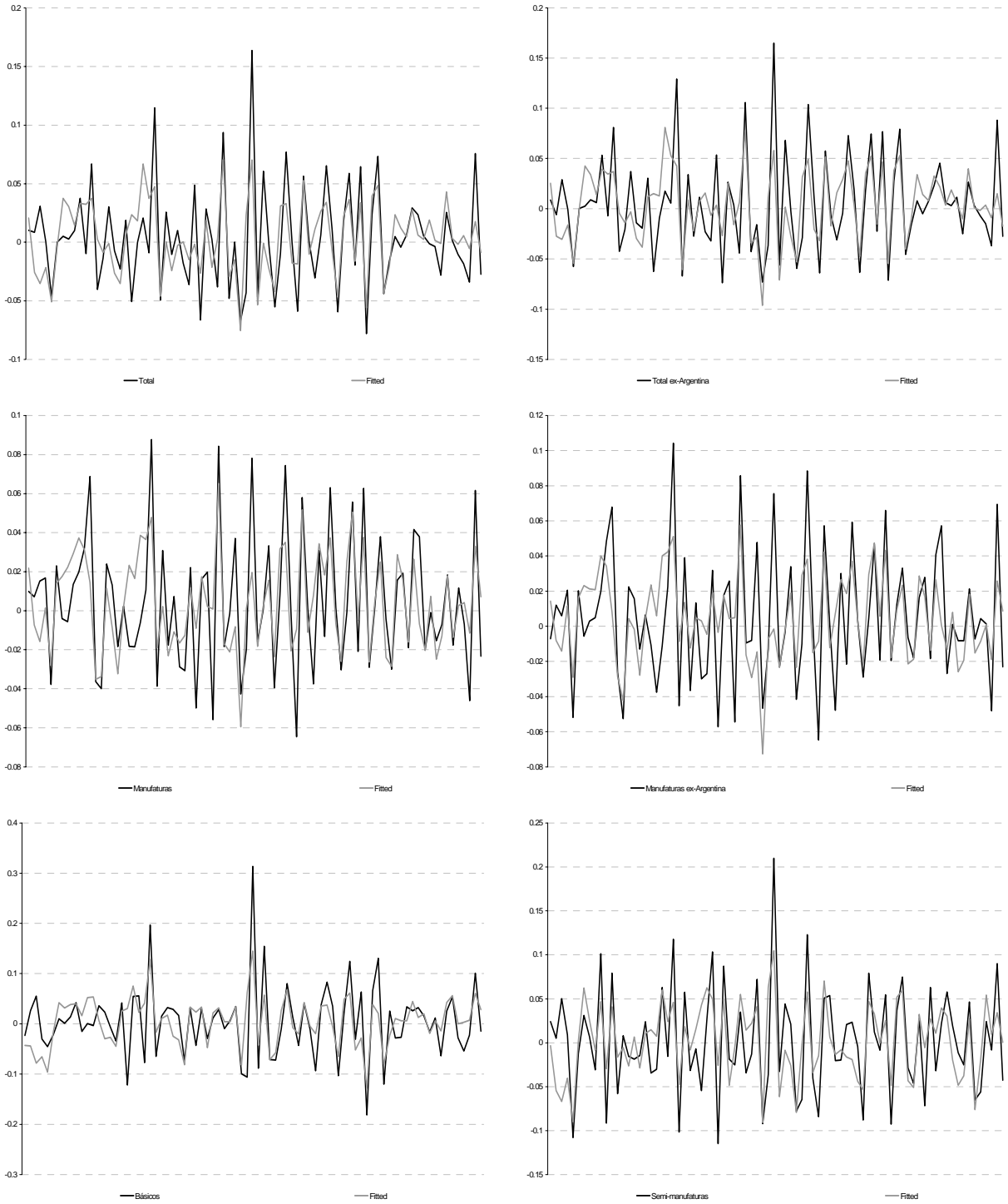
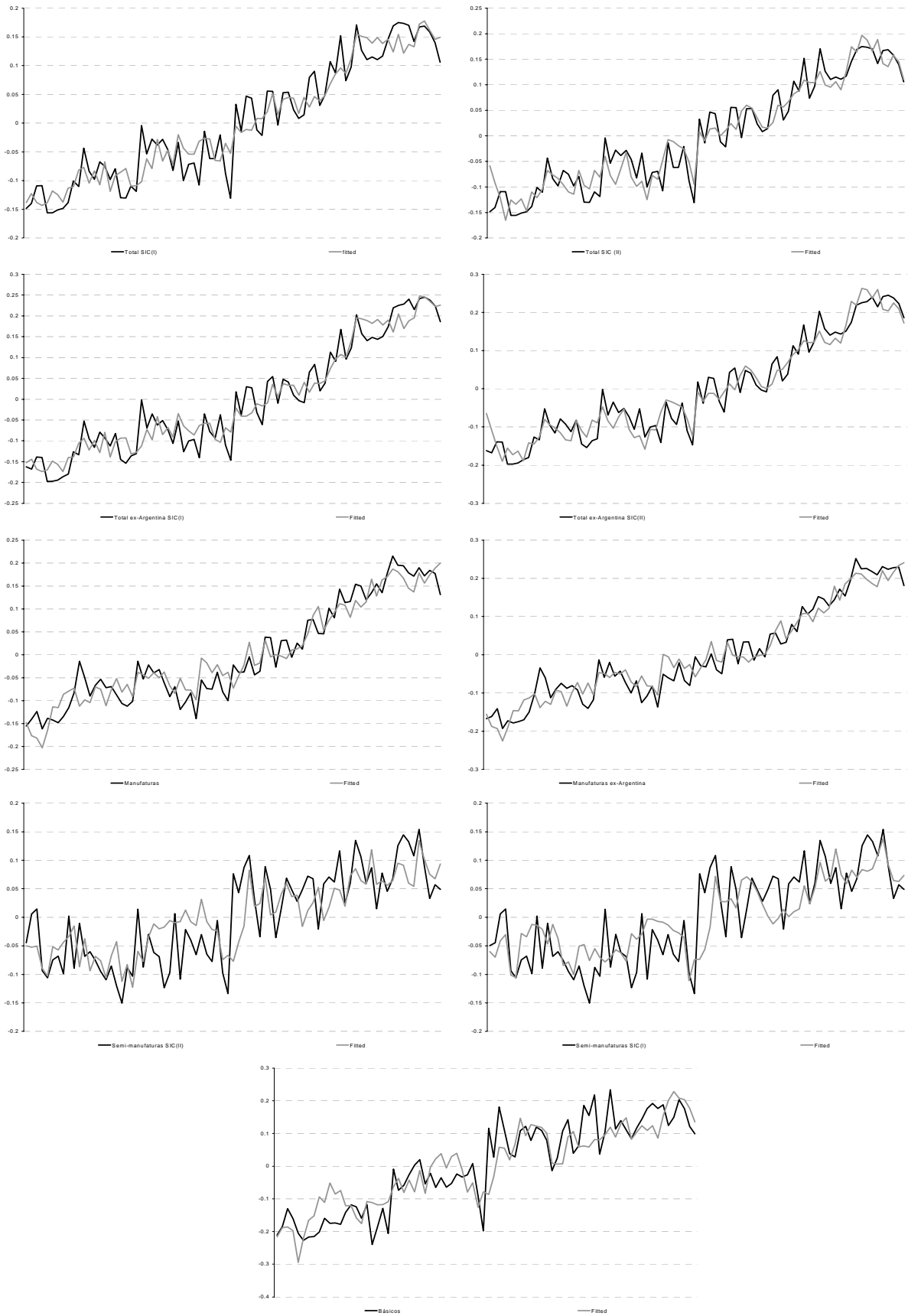


Gráfico 16: Apêndice Exportação - *In-sample* de oferta



5.1.5

Relações estruturais vs. não estruturais

Como explicado na seção de metodologia, usualmente não se considera a possibilidade das relações de longo prazo estimadas não serem estruturais, de modo que seus coeficientes não possam ser interpretados como elasticidades. Obtendo-se um resíduo estacionário, assume-se que existe cointegração perfeitamente identificada, o que nem sempre é correto.

Nem sempre as relações identificadas no longo prazo possuem todas as variáveis explicativas e, além disto, nem sempre existe somente uma identificação possível para cada modelo. A seguir serão comparados os resultados estruturais com as relações de equilíbrio não estruturais a eles relacionadas. Fez-se isto simplesmente porque a segunda é o padrão da literatura e pode ajudar, de alguma forma, a entender comportamentos inesperados de algumas elasticidades estruturais.

Dentre os modelos de demanda, o único caso onde a identificação estrutural não utilizou todas as variáveis propostas foi o de produtos básicos. Na tabela 30 são apresentados resultados para RIPCA, com a defasagem das variáveis explicativas proposta no texto.

Tabela 30: Apêndice Exportação - Demanda estrutural e não estrutural por básicos

Variáveis	Estrutural	Não estrutural
WCOR	1.5586***	1.4678***
P(T)		-0.0531
PW(T)	-0.8377***	-0.7859
RIPCA	0.5422***	0.5758***
VOLP(T)		-0.0029
VOLPW(T)	0.0198	0.0119
VOLRIPCA	0.0337***	1.4678**
R ² -adj.	0.8093	0.8179
Durbin-Watson	1.5428	1.4893

***Rejeição a 1%

** Rejeição a 5%

* Rejeição a 10%

Estimação por DOLS e inferência por *Bootstrap*. R²-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo. Durbin-Watson mede autocorrelação residual.

Observa-se que não houve grandes diferenças entre os coeficientes estimados, à exceção da volatilidade da taxa de câmbio real, muito menor na forma estrutural, mas ainda assim significativa e com sinal inesperado. A comparação entre os coeficientes dos modelos não permite conclusões sobre o comportamento espúrio do preço do concorrente, com sinal contra-intuitivo em ambas as especificações e altamente significativa no modelo estrutural.

Ao contrário dos modelos de demanda, nos modelos de oferta a identificação nunca utilizou todas as variáveis possíveis. Além disso, por ser possível mais de uma identificação nos modelos de exportações agregadas e de semi-manufaturas, não raro houve grande diferenças entre os coeficientes estruturais e não estruturais.

Na tabela 31 podem ser observados os coeficientes para as duas formas estruturais de oferta agregada de exportações, com e sem Argentina, comparadas ao modelo não estrutural. Como não houve grandes mudanças variando a medida de câmbio real efetivo, foram reportados os resultados somente para RIPCA. Fica patente a aproximação da forma não estrutural da primeira relação perfeitamente identificada.

Tabela 31: Apêndice Exportação - Oferta estrutural e não estrutural do total

Variáveis	Não Estrutural	Estrutural I	Estrutural II
AGREGADO			
RIPCA	0.4448***	0.2785***	-0.0770
VOLRIPCA	0.0047	0.0039	-0.0156
UCI	0.0055	0.0052*	0.0092**
PT	1.8337***	1.7592***	
WAGED	0.1978		
LIBOR	-0.0207***	-0.0234***	-0.0312***
OPEN	-0.1011		0.5362***
R ² -adj.	0.8857	0.8741	0.8861
Durbin-Watson	1.5251	1.7388	1.7225
EX-ARGENTINA			
RIPCA	0.5200***	0.2905**	-0.1084
VOLRIPCA	0.0044	0.0060	-0.0169
UCI	0.0063	0.0061*	0.0098**
PT	2.4758***	2.6256***	
WAGED	0.6637		
LIBOR	-0.0226***	-0.0273***	-0.0337***
OPEN	-0.1274		0.8684***
R ² -adj.	0.9052	0.8993	0.9096
Durbin-Watson	1.5159	1.7225	1.4492

***Rejeição a 1%

** Rejeição a 5%

* Rejeição a 10%

Estimação por DOLS e inferência por *Bootstrap*. R²-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo. Durbin-Watson mede autocorrelação residual.

É fácil perceber que a relação de longo prazo não estrutural está muito mais próxima da primeira adequadamente identificada, o que reforça a importância do preço de exportação e da taxa de câmbio na decisão de oferta do exportador típico.

Ao contrário do agregado, a oferta de básicos somente teve uma relação de equilíbrio perfeitamente identificada no longo prazo, como se pode ver na tabela 32. Diferente das outras estimações não-estruturais, a ordem do DOLS (ou seja, o número de *lags* e *leads* da diferença das variáveis não estacionárias utilizado para disciplinar os resíduos) foi menor do que a utilizada no modelo estrutural. Os resultados fornecem evidência para a importância da taxa de câmbio.

Tabela 32: Apêndice Exportação - Oferta estrutural e não estrutural de básicos

Variáveis	Não Estrutural	Estrutural
RIPCA	0.5552**	0.8019***
VOLRIPCA	0.0097	0.0287
UCI	0.0047	0.0020*
PB	0.2286	-0.4046
WAGED	1.4155**	
LIBOR	-0.0243***	
OPEN	0.2017	0.8610***
R²-adj.	0.8319	0.7465
Durbin-Watson	1.5613	1.4217

***Rejeição a 1%

** Rejeição a 5%

* Rejeição a 10%

Estimação por DOLS e inferência por *Bootstrap*. R²-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo. Durbin-Watson mede autocorrelação residual.

Já para manufaturas, ao contrário dos outros fatores agregados, os modelos não estruturais, incluindo ou excluindo a Argentina, possuem defasagens (seis meses) e ordem do DOLS (um) diferentes daquelas escolhidas para os modelos estruturais.

Apesar destas diferenças, observa-se na tabela 33 que os resultados são muito próximos entre os modelos estruturais e não estruturais, reforçando a insignificância de todas as variáveis que não abertura comercial. Tal qual no modelo agregado, não há diferenças significantes com a exclusão da Argentina.

Tabela 33: Apêndice Exportação - Oferta estrutural e não estrutural de manufaturas

Variáveis	Não Estrutural	Estrutural I	Estrutural II
AGREGADO			
RIPCA	0.1577	0.1264	-0.0770
VOLRIPCA	-0.0050	0.0075	-0.0156
UCI	-0.0019	-0.0057	0.0092**
PT	-0.1409		
WAGED	-0.6735	-0.7114	
LIBOR	-0.0116*		-0.0312***
OPEN	0.7768***	0.9532***	0.5362***
R ² -adj.	0.8922	0.8839	0.8861
Durbin-Watson	1.5107	1.4214	1.7225
EX-ARGENTINA			
RIPCA	0.2085	0.0965	-0.1084
VOLRIPCA	-0.0066	0.0081	-0.0169
UCI	0.0008	-0.0034	0.0098**
PT	0.1185		
WAGED	0.0134	-0.1708	
LIBOR	-0.0064		-0.0337***
OPEN	0.7916***	0.9103***	0.8684***
R ² -adj.	0.9072	0.9048	0.9096
Durbin-Watson	1.5332	1.4618	1.4492

***Rejeição a 1%

** Rejeição a 5%

* Rejeição a 10%

Estimação por DOLS e inferência por *Bootstrap*. R²-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo. Durbin-Watson mede autocorrelação residual.

Por fim, no modelo de oferta de semi-manufaturas há novamente duas formas estruturais de longo prazo, como já exposto no texto. A ordem do DOLS da relação não estrutural foi novamente menor, possível resultado de um maior número de variáveis no modelo, o que ajuda a disciplinar os resíduos. Como se pode observar na tabela 34, as estimações reforçam a importância da taxa de câmbio como determinante da oferta de exportações.

Tabela 34: Apêndice Exportação - Oferta estrutural e não estrutural de semi-manufaturas

Variáveis	Não Estrutural	Estrutural I	Estrutural II
RIPCA	0.4563**	0.5628***	0.6482***
VOLRIPCA	0.0208	0.0225**	0.0149
UCI	-0.0047	-0.0116**	-0.0167***
PSM	0.6974***	0.4299	
WAGED	0.3417		0.7317
LIBOR	-0.0141**		
OPEN	-0.0556	0.3332	0.3813***
R²-adj.	0.6772	0.5389	0.5477
Durbin-Watson	1.6467	1.4594	1.4324

***Rejeição a 1%

** Rejeição a 5%

* Rejeição a 10%

Estimação por DOLS e inferência por *Bootstrap*. R²-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo. Durbin-Watson mede autocorrelação residual.

Cabe notar que os coeficientes estimados para os modelos não-estruturais não são elasticidades, de modo que sua comparação com as elasticidades estruturais não pode ser feita nem quantitativamente nem qualitativamente. As formas não estruturais foram apresentadas porque estão mais próximas do usualmente feito na literatura. Mas o que é usualmente feito pela literatura pode estar errado.

5.2

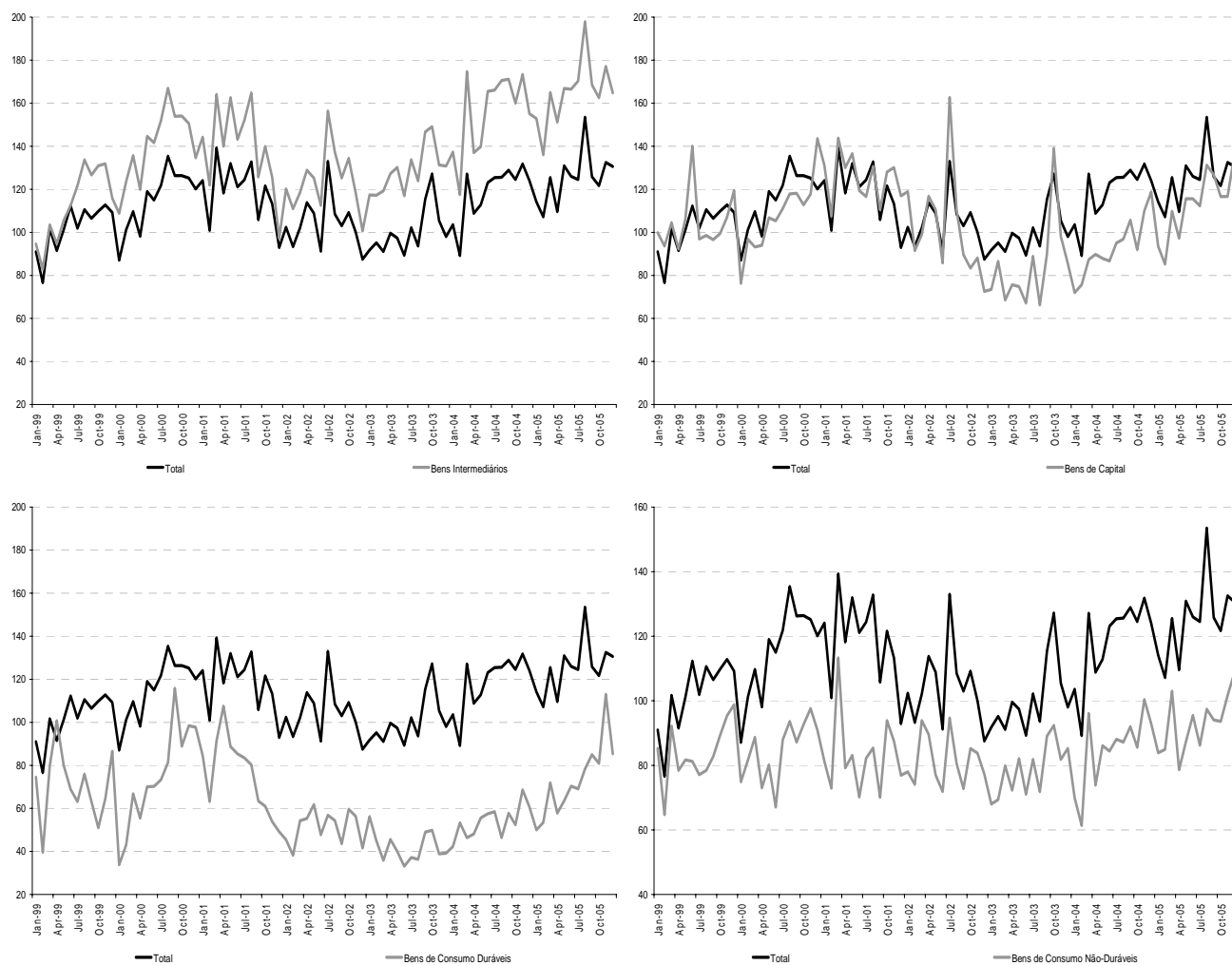
Importação

5.2.1

Quantum e preços por categoria de uso

Para quantum de importações (1996=100), há notável semelhança entre a dinâmica do agregado e de duas categorias de uso, bens intermediários e bens de capital, o que reforça suas participações relativas no total. Ressalta-se a forte aceleração de bens de capital e dos bens de consumo, não duráveis e principalmente duráveis, a partir do início de 2005, coincidindo com a apreciação cambial real no último ano da amostra analisada.

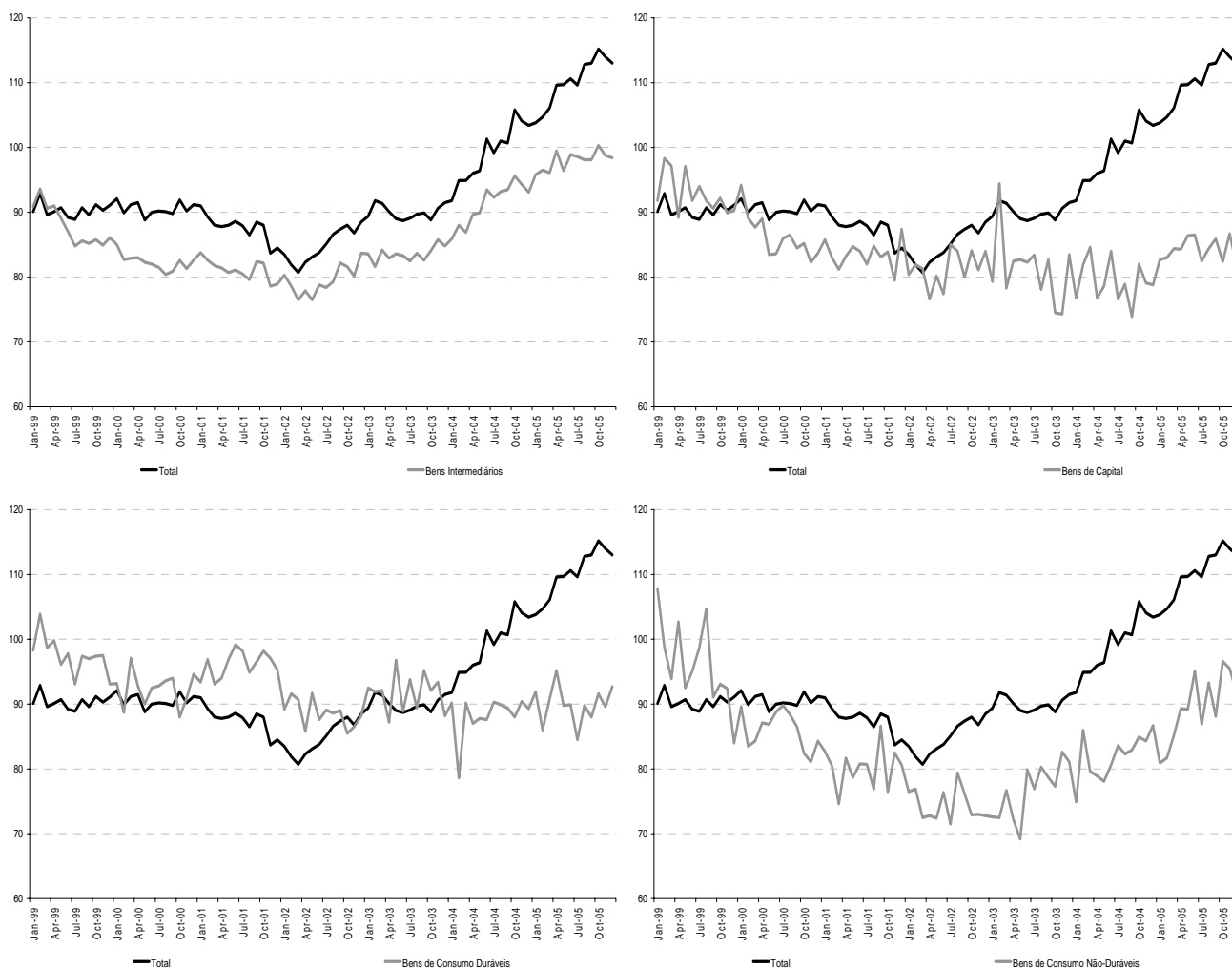
Gráfico 17: Apêndice Importação - Quantum (1999/2005)



Fonte: FUNCEX

O padrão observado para os preços de importação (1996=100), por sua vez, indica aceleração dos bens intermediários e dos bens de consumo não-duráveis. Percebe-se, também, uma diminuição dos preços de bens de capital.

Gráfico 18: Apêndice Importação - Preço (1999/2005)



Fonte: FUNCEX

5.2.2

Metodologia de escolha das defasagens

Este artigo supõe explicitamente Causalidade de Granger nos modelos estimados, ou seja, é o passado das variáveis explicativas que afeta o presente do quantum importado. É essencial, portanto, definir qual a defasagem ótima de cada variável explicativa.

A primeira abordagem foi estimar modelos ADL, com todas as defasagens possíveis das variáveis explicativas, escolhendo a melhor defasagem de cada variável por inferência nos parâmetros estimados. Esta encontrou dificuldades relacionadas à pequena amostra utilizada. Primeiro, a estimação por OLS, apesar

de superconsistente, encontrou distúrbios não esféricos. Dado isto, o ADL foi reestimado por DOLS. A penalização em graus de liberdade, decorrente da adição de diferenças e *lags* e *leads* de diferenças, permitiu a estimação de modelos com até duas defasagens das variáveis explicativas, nem sempre atendendo ao melhor comportamento dos distúrbios.

Dado isto, optou-se pela estimação, por DOLS, de modelos com defasagens padronizadas, entre um e seis meses, nas variáveis explicativas. Esta abordagem possui prós e contras. Por um lado, não permite avaliar qual a defasagem ótima de cada variável em uma equação, pois são todas iguais por hipótese. Por outro lado, é uma forma simples e plausível de avaliar diferenças no tempo de reação às variáveis explicativas entre as categorias de uso.

O último passo era definir um critério para a escolha da melhor defasagem. A literatura evoluiu na direção do procedimento GETS, de Hendry & Krolzig (2001, 2003, 2003b), baseado na Teoria da Redução do próprio Hendry⁹⁷. De maneira geral, este tem se mostrado melhor do que a minimização de Critérios de Informação, como Akaike (AIC) e Schwarz (SBIC), sendo o último o *benchmark* da literatura. Simulações feitas por estes autores ressaltam que, mesmo com menor potência em amostras pequenas, a minimização do SBIC ainda seria um bom critério de escolha para a melhor representação de um dado modelo, grosso modo cotando inferiormente o GETS.

Este trabalho utiliza a minimização do SBIC como critério de seleção para a defasagem vencedora e para o número de *lags* e *leads* do DOLS.

⁹⁷ Para referências, vide Campos, Ericsson & Hendry (2003)

5.2.3

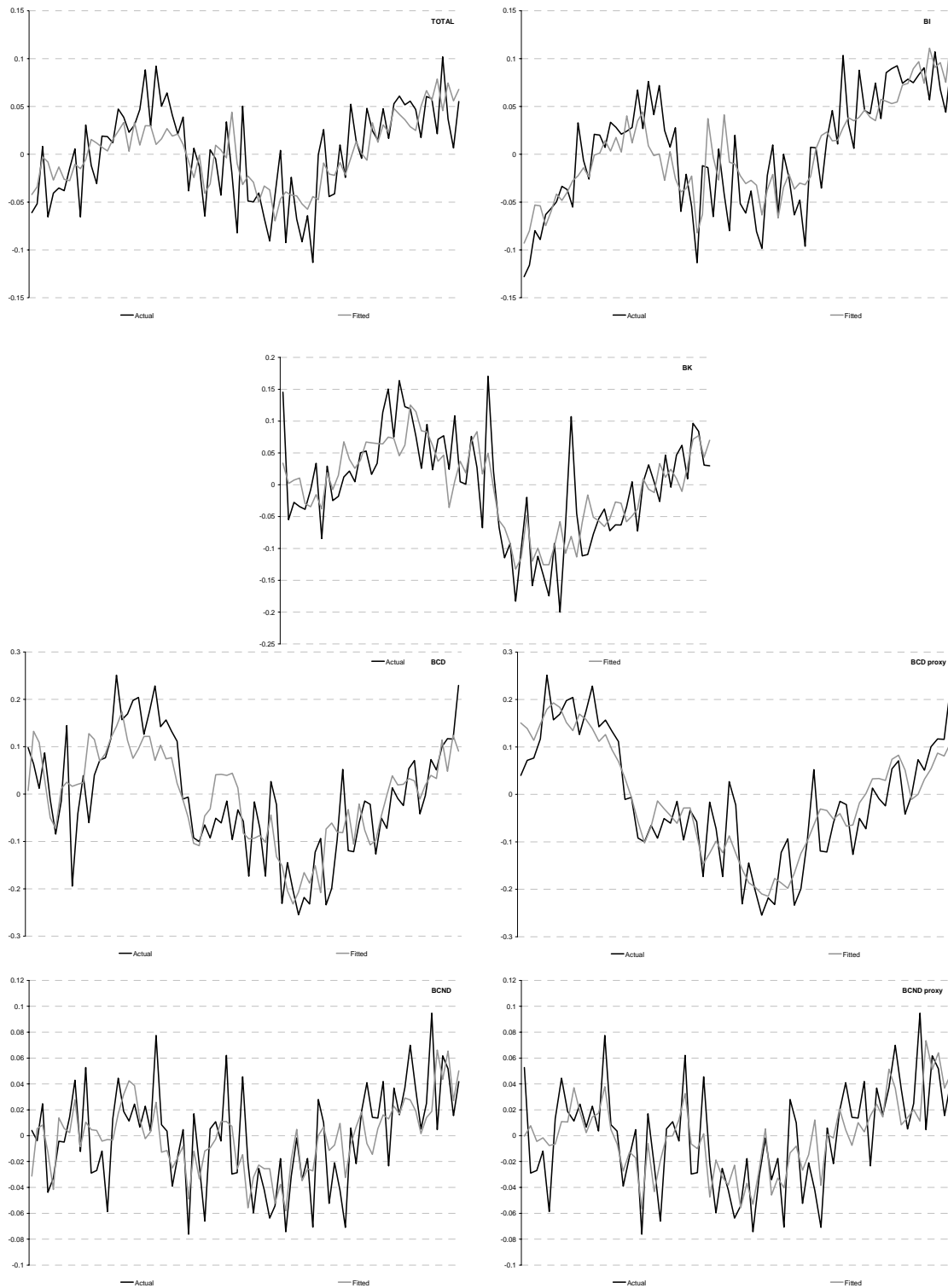
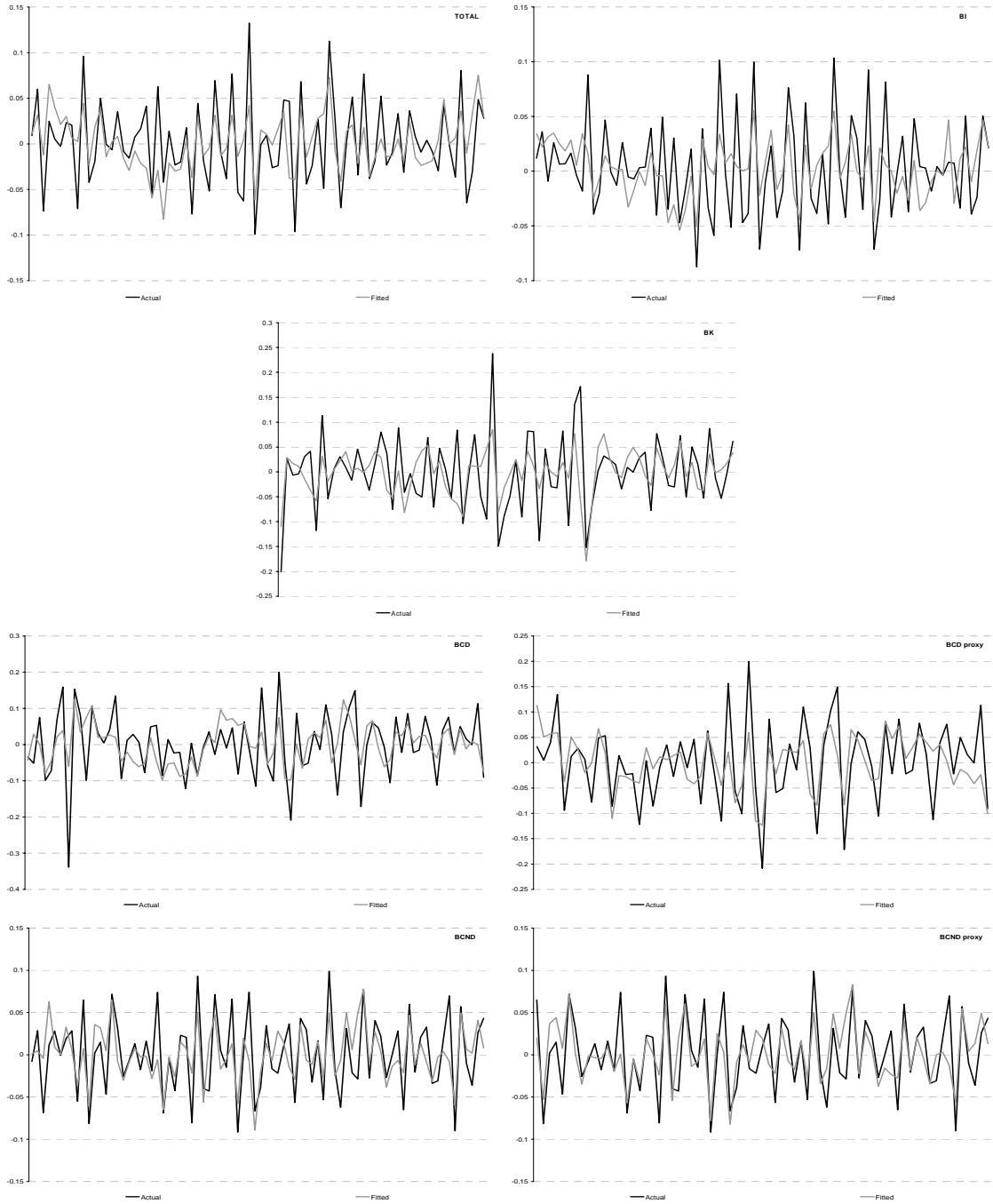
Previsão *in-sample*Gráfico 19: Apêndice Importação - *In-sample* para longo prazo

Gráfico 20: Apêndice Importação - *In-sample* para curto prazo



5.2.4

Relações estruturais vs. não estruturais – Bens de capital

Como explicado na seção de metodologia, usualmente não se considera a possibilidade das relações de longo prazo estimadas não serem estruturais, de modo que seus coeficientes não possam ser interpretados como elasticidades. Obtendo-se um resíduo estacionário, assume-se que existe cointegração perfeitamente identificada, o que nem sempre é correto.

Neste trabalho teve-se grande cuidado com a correta identificação das relações de longo prazo, seguindo o conceito estrutural e irredutível proposto por Davidson (1997), segundo o qual nem sempre as relações identificadas no longo prazo possuem todas as variáveis explicativas. Na tabela 35 são comparados os resultados estruturais com as relações de equilíbrio não estruturais para bens de capital. Fez-se isto simplesmente porque a segunda é o padrão da literatura e pode ajudar, de alguma forma, a entender o comportamento inesperado da elasticidade estrutural de preços do substituto doméstico.

Tabela 35: Apêndice Importação – Demanda estrutural e não estrutural de bens de capital

Variáveis	Estrutural	Não estrutural
RIPCA	-0.8979***	-0.9331***
PRODIND	1.2535**	1.1905**
UCI	0.0067	0.0067
ENERGIA	0.0848***	0.0849***
P(BK)		-0.1211
IPA(BK)	-0.1434	-0.1331
R ² -adj.	0.5319	0.5128
Durbin-Watson	1.6663	1.6645

***Rejeição a 1%

** Rejeição a 5%

* Rejeição a 10%

Estimação por DOLS e inferência por *Bootstrap*. R²-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo. Durbin-Watson mede autocorrelação residual. Resultados para RIPCA.

Como se pode perceber, a estimação do modelo não estrutural não ajuda a entender o comportamento da variável acima citado, visto que o sinal contra intuitivo se manteve. Observa-se que não há grandes diferenças entre os modelos

estrutural e não estrutural, sendo as variáveis relevantes as mesmas, para níveis de significância idênticos. A inclusão dos preços de importação piora marginalmente o ajuste do modelo, porém mantendo o comportamento dos resíduos.

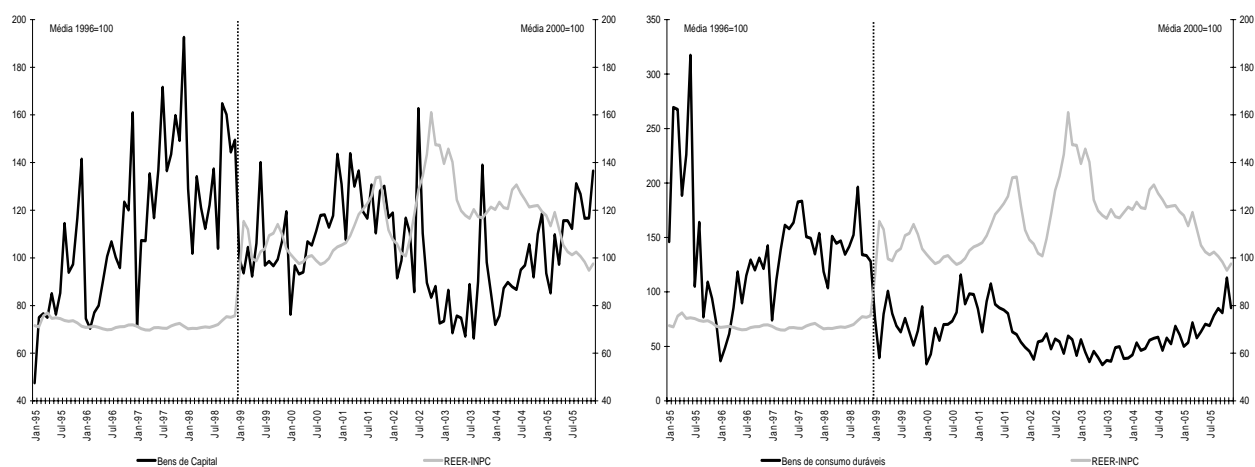
5.2.5

Explorando a relação entre a taxa de câmbio real e a demanda por bens de capital e de consumo duráveis

O relativo descontrole da economia brasileira no início da década de 90 fez com que agentes postergassem suas decisões de investimento, o que implicou, entre outros efeitos, em uma depreciação excessiva do parque industrial. Após a estabilização econômica com o Plano Real, o período entre 1995 e 1998 foi marcado por um regime de câmbio controlado e sobrevalorizado, um ambiente propício às importações.

As elasticidades da taxa de câmbio real estimadas neste trabalho sugerem sua grande importância como determinante das importações de bens de capital e bens de consumo duráveis. Com uma taxa de câmbio desfavorável à importação, há evidência de que a expansão da atividade ocorrida entre 1999 e 2005 tenha se baseado em bens de capital adquiridos no período anterior, aproveitando a taxa de câmbio apreciada. Como se pode observar no gráfico 20, a aceleração das importações a partir de meados de 2004, com nova tendência apreciativa, reforça esta tese. Um argumento parecido pode ser feito para bens de consumo duráveis. Com a taxa de câmbio sobrevalorizada entre 1995 e 1998, houve explosão da importação destes bens (em especial os automotivos), particularmente elevada no início deste período.

Gráfico 21: Apêndice Importação - Quantum BK/BCD e taxa de câmbio real efetiva (1995/2005)



Fontes: FUNCEX e IPEA

A flexibilização cambial ocorrida em 1999 esteve associada a uma quebra das quantidades comercializadas, com forte queda das importações, observando-se novamente reação a partir de 2004.