

Oferta e Demanda por Exportações de Automóveis (1992-2006)

Igor Alexandre Clemente de Morais

Professor da PPGE-Unisinos, Brasil

Mosar Leandro Ness

Professor da Universidade de Caxias, Brasil

Vanessa Batisti

Unisinos, Brasil

Resumo

O presente artigo estima equações de oferta e demanda por exportações de automóveis brasileiros, entre 1992Q1 e 2006Q4, usando o mecanismo de correção de erro com parâmetros fixos e variáveis no formato espaço-estado. Pelos resultados das elasticidades de curto e longo prazo, pode-se inferir que existe uma baixa propensão do País a exportar automóveis e pouca importância do preço sobre a oferta. A elasticidade preço-demanda indica que o Brasil pode ser considerado um País pequeno no mercado internacional de automóveis. Além disso, há evidências de efeito cíclico nos deslocamentos da curva, fato esse que pode estar ligado aos frequentes lançamentos de produtos. Por fim, o automóvel brasileiro pode ser considerado um bem normal para o consumidor estrangeiro. A velocidade de ajuste da oferta e da demanda a choques é pequena, sinalizando rigidez nesse setor. Ou seja, tanto a resposta da oferta a mudanças nas variáveis, quanto o comportamento do consumidor no cenário externo, são lentos.

Palavras-chave: Cointegração, Modelo de Correção de Erros, Filtro de Kalman

Classificação JEL: C22, F14

Abstract

This paper estimates supply and demand equations for automobile exports between 1992Q1 and 2006Q4 using the error correction model with fixed parameters and the state-space model. According to the results observed in short and long periods, we see a low propensity to exports automobiles and little importance of the price-supply elasticity. The elasticity price-demand indicates that Brazil can be considered a small Country in the international market of automobiles. Besides, there are evidences of cyclical effect in the displacements of the curve, fact that can be linked to the frequent releases of products. Finally, the Brazilian automobile can be considered a normal product to the foreign consumer. The speed of adjustment of the suppliers and of the demand to the

shocks are small indicating rigidity in this sector. In other words, so much the answer of the supply to changes in the variables, as the consumer's behavior in the external market are slow.

1. Introdução

As transformações econômicas ocorridas no Brasil ao longo das três últimas décadas resultaram em sucessivos choques sobre diversos setores produtivos. Das diversas tentativas de promover a estabilização de preços, até a formatação de um sistema financeiro e de capitais mais consolidado, a indústria nacional teve que se adaptar a diferentes cenários macroeconômicos.¹

Um fator importante nesse processo foi a abertura comercial do início dos anos 1990, e que pode ser analisado a partir de duas fases. A primeira é caracterizada pela eliminação das barreiras tarifárias que incidiram, em especial, sobre a indústria nacional até 1990. Nesse momento, foram abolidos controles administrativos sobre as importações e iniciou-se a redução do imposto de importação de diversos produtos, principalmente relacionado ao setor automotivo,² ver Portugal (1994), De Negri (1998) e Carvalho e De Negri (2000).

Essa primeira fase teve medidas direcionais e de curta duração, e que se diferenciou das ações implementadas na segunda fase, iniciada em fevereiro de 1991. Nesse caso, elaborou-se um programa de redução tarifária a ser implementado em quatro partes e que se estenderia até 31 de dezembro de 1994. Todavia, em fevereiro de 1992, esse cronograma acabou sendo alterado, e as datas previstas anteriormente foram antecipadas. O País passou a integrar um novo arcabouço de regras vigentes no comércio internacional e, em setembro de 1994, passou a vigorar a Tarifa Externa Comum (TEC) do MERCOSUL.

Embora era prevista uma redução da tarifa de importação, os cortes não foram efetuados de imediato, ocorrendo uma redução paulatina até março de 1995, e a seguir interrompidos. A partir de então, tem-se um movimento de majoração das alíquotas nos anos seguintes e que durou até 1997. De qualquer forma, o processo de abertura comercial brasileira não teria volta, e seus impactos foram sentidos em diversos segmentos produtivos, principalmente no setor automobilístico, não

* Recebido em novembro de 2009, aprovado em agosto de 2011.

E-mail addresses: imorais@unisinovs.br, mlness@ucs.br, vanessa.batisti@gmail.com

¹ Entre 1980 e 2006 o País implementou diversos planos econômicos (Plano Cruzado, Plano Bresser, Plano Verão, Plano Collor I e II e Plano Real), experimentou diferentes regimes de taxa de câmbio (fixa, flutuante, administrada), teve mudanças importantes nas relações de comércio exterior, com acordos multilaterais e bilaterais que permitiram uma maior abertura comercial, além de profundas mudanças tarifárias e de política fiscal, em especial após a constituição de 1988, ver Belluzzo e Almeida (2002), Portugal (1993) e Cavalcanti e Ribeiro (1998).

² Em 1982 o Brasil assinou um acordo de complementação econômica para o setor automotivo com o Uruguai, posteriormente, ao fim de 1990, com a Argentina e, na sequência, com o Chile, México e África do Sul.

somente em termos de gestão, mas também, na qualidade dos produtos e dos processos.³

Nesse cenário do início da década de 1990, os preços setoriais foram impactados tanto pelo movimento das tarifas quanto pelas mudanças macroeconômicas. Até 1995, pode-se observar uma tendência de redução nesses preços, mas, a implementação do regime automotivo no Brasil, no final daquele ano e mudanças na política comercial em 1997, que colocou o imposto de importação em 70%, contribuíram para reverter essa tendência, ver De Negri (1998) e Carvalho e De Negri (2000).

A estabilidade de preços, no ambiente macroeconômico do início do Plano Real, conjugada com o ganho de renda das famílias, contribuiu para impulsionar o consumo interno. Para evitar uma pressão de demanda, o governo utilizou-se de diversos instrumentos de política monetária e fiscal. Dentre esses, destaca-se a limitação para três meses, em outubro de 1994, do prazo de financiamento de veículos, estendido posteriormente para seis. Essas medidas de contenção do crédito foram complementadas por ações que limitavam a formação de grupos de consórcios. Nesse cenário, por vezes a alternativa complementar da indústria de automóvel no Brasil eram as exportações.

No cenário externo, as sucessivas crises ocorridas entre 1995 e 2001 tiveram impactos significativos nos países emergentes.⁴ As ações políticas que se seguiram no Brasil para fazer frente a um ambiente mais conturbado produziram oscilações na produção interna, no consumo e no emprego. Porém, a partir de 2002, teve início um ciclo de juros e inflação baixos, crescimento da renda e da demanda que, coordenados entre diversos países, resultou em um forte crescimento mundial.⁵

Todos esses elementos conjunturais podem ter sido determinantes para promover mudanças importantes na composição da produção setorial – seja com foco na capacidade de ofertar ou então na dinâmica da demanda externa. No primeiro caso, a quantidade de veículos produzidos no país passou de 700 mil no início da década de 1990 para pouco mais de 2 milhões em 2006. A investigação da demanda no setor de automóveis no mercado interno durante a década de 1990, foi analisada por De Negri (1998), a partir de um modelo econométrico simples de longo prazo e com intervenções para corrigir mudanças nos parâmetros. Os resultados do autor indicam baixa elasticidade renda-demanda, relativamente ao encontrado em outros trabalhos. A justificativa do autor é a mudança de comportamento da demanda do mercado brasileiro no início da década de 90 com a introdução dos carros populares de mais baixo valor.

Apesar da importância da demanda interna para a indústria de automóvel instalada no País, a participação das exportações do produto no total exportado

³ Para uma discussão sobre o processo de abertura comercial no setor automotivo, ver De Negri (1998).

⁴ Iniciando-se com a crise do México em 1995, diversos países enfrentaram dificuldades macroeconômicas, em especial na Ásia em 1997, na Rússia em 1998, no Brasil em 1999 e, posteriormente, na Argentina em 2001.

⁵ Giambiagi et alii (2004) é uma boa referência para a análise desse período. Ressalta-se que o ciclo de crescimento se estendeu pelos cinco anos seguintes.

pelo Brasil tem se mantido estável ao longo desse período. Em termos de unidades, essa média foi de 26%. Ou seja, tanto em termos de geração de divisas, quanto no destino de parte da produção para o mercado externo, é possível notar que o mesmo representa um importante componente para o setor automotivo brasileiro. Apesar disso, ainda está em aberto, na literatura nacional, a investigação dos elementos determinantes da demanda e oferta por exportações de automóveis do Brasil.

O presente artigo tem como principal objetivo analisar os fatores determinantes desse mercado. Ressalta-se que, dadas as constantes modificações ocorridas no período, é necessário que o modelo construído possa representar as relações tanto de curto quanto de longo prazo, da mesma forma que caracterizar as possíveis mudanças estruturais e a instabilidade dos parâmetros, muito comuns em séries de tempo sujeitas a choques.

A natureza singular deste estudo refere-se, em primeiro lugar, às peculiaridades do período que está sendo analisado, e que mesclou cenários de grande instabilidade econômica nacional e internacional. Embora exista um grande número de estudos na área, o caráter específico desse trabalho é o uso da metodologia de espaço-estado para estimar equações com parâmetros variantes no tempo, ver Portugal (1993), que investigou essas questões para dados da economia brasileira.

Além da introdução, esse artigo está dividido em mais três seções. Na parte dois apresenta-se uma breve revisão da bibliografia aplicada na área, juntamente com o modelo microeconômico proposto. Na Seção três são apresentados e discutidos os principais resultados estatísticos obtidos, para a equação de oferta e demanda e com parâmetros fixos e variáveis. Por fim, a Seção quatro traz as considerações finais e sugestões de pesquisa futura.

2. Revisão Bibliográfica e Modelo Proposto

A literatura que investiga equações de oferta e demanda por exportações utiliza-se de diversas hipóteses simplificadoras nos modelos propostos. De acordo com Cavalcanti e Ribeiro (1998) a especificação de um modelo de exportação apresenta três alternativas básicas. A primeira consiste em considerar, em termos relativos, o país sob investigação como sendo uma economia pequena. Com isso, sua participação no mercado internacional não seria relevante a ponto de influenciar o nível de preços. Essa hipótese pode ser confirmada a partir de um valor elevado para a elasticidade preço-demanda por exportações.⁶

A segunda hipótese considera a função de oferta de exportação como perfeitamente elástica, o que abre a possibilidade de se ter capacidade ociosa na produção doméstica. Assim, uma variável que represente o ciclo de produção pode ser usada para caracterizar esse resultado e identificar quando ocorre a substituição

⁶ De acordo com estatísticas internacionais, o Brasil pode ser considerado um país pequeno na produção de automóveis. Em 2006, sua participação na produção mundial era de apenas 4,2% do total. Ao considerar também a produção de veículos comerciais leves, essa participação cai para 3,8%. Percentuais bem próximos ao verificado em 1997.

entre venda no mercado interno ou externo. Tal fato foi preliminarmente investigado por Zini Jr (1988) a partir da variável de utilização da capacidade instalada.

Por fim, uma terceira hipótese importante seria de que oferta e a demanda de exportações apresentam uma elasticidade finita e que o preço seria derivado da interação entre ambas as curvas. Nesse caso, a literatura propõe tanto o uso de formas separadas ou então, um modelo de equações simultâneas. Porém, claramente, a tendência de pesquisa na literatura da área foi usar estimações em equações separadas, fato esse que pode ser observado a partir de modelos de parâmetros fixos ou então variáveis.

Morais e Barbosa (2006) estimaram curvas de oferta e demanda por exportações de calçados brasileiros para o período 1985 a 2003 na forma separada a partir de um modelo de Correção de Erros com parâmetros fixos. Os autores encontraram evidências de que, para esse setor em específico, o Brasil não deveria ser considerado um país pequeno, e os resultados indicaram a existência do “efeito J” na oferta de exportações. Diversos outros trabalhos também foram feitos para dados da economia brasileira, ver Braga e Rossi (1987), Castro e Cavalcanti (1998), Ferreira (1993) e Kannebley Jr (2000), relacionados à demanda por exportações e, para a demanda por importações, Portugal (1992), Resende (1997) e Moraes e Portugal (2005).

Em estudo mais recente, Ribeiro (2006) usou dados de exportações e importações brasileiras entre 1999 e 2005, para as classificações de manufaturados, semimanufaturados e básicos. A metodologia utilizada é o Mecanismo de Correção de Erros em modelos de equação única e parâmetros fixos. O autor introduziu novas variáveis de investigação das elasticidades das curvas de oferta e demanda, como por exemplo, a volatilidade dos preços, para mensurar o grau de risco nas transações comerciais, e os custos financeiros, que procuram captar a existência de custos nos financiamentos às vendas.

O presente estudo segue a experiência anterior na literatura aplicada para modelagem da oferta e demanda considerando estimativas em equações separadas. Porém, além de usar o Mecanismo de Correção de Erros, com parâmetros fixos e intervenções, aplica-se o modelo Espaço-Estado para captar possíveis instabilidades nos parâmetros, a exemplo de Portugal (1993).

2.1. Equação de oferta de exportações

A equação de oferta compreende a decisão tomada pelo empresário ao levar em consideração a escolha entre vender no mercado interno ou externo. Ainda neste contexto, assume-se que o setor em consideração é um *price-taker*, o que resulta no fato do exportador brasileiro se deparar com uma curva de demanda perfeitamente elástica, em relação ao preço, no curto prazo.⁷ Como resultado, tem-se que o preço

⁷ As modificações nos preços do produto não produzem respostas imediatas na oferta por parte do exportador, dada a dificuldade em se ampliar a produção no curto prazo. Outra hipótese importante assumida é que ocorra um ajuste instantâneo entre a quantidade ofertada desejada e a produção efetiva

do produto doméstico destinado à exportação é igual ao preço internacional. De um modo geral, a oferta, no formato log-linear, pode ser descrita a partir da equação 2.1:

$$qx_t^o = \alpha_0 + \alpha_1 px_t + \alpha_2 cp_t + \alpha_3 pr_t + \alpha_4 \sigma p_t + \alpha_5 cf_t + \alpha_6 u_t + \alpha_7 open_t + \alpha_8 y_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

onde qx_t é o *quantum* exportado de automóveis; px_t é o preço de exportação;⁸ cp_t são os custos de produção;⁹ pr_t são os preços inter-setoriais, medido pela taxa real de câmbio; cf_t são os custos financeiros, dados pela LIBOR de seis meses;¹⁰ u_t é a utilização da capacidade instalada, captando a preferência pela oferta de produtos no mercado nacional, e que também pode ser entendida como uma medida de ciclo de atividade interna; $open_t$ é o grau de abertura da economia brasileira, e que capta a facilidade de entrada, para o exportador, no mercado internacional; e y_t é uma medida de absorção mundial.¹¹

A última variável utilizada é a medida de volatilidade dos preços, dada por σp_t , e que foi aplicada às três medidas de preços: $\sigma p_t = (\sigma px_t, \sigma pw_t, \sigma pr_t)$ e obtida a partir de um modelo GARCH(1,1) univariado. Destaca-se que variáveis defasadas também podem ser consideradas como independentes. Nesse caso, qx_{t-1} irá representar deslocamentos da curva de oferta.

De acordo com o proposto na literatura, a expectativa é que a elasticidade preço-oferta px_t , tenha sinal positivo; ou seja, quanto maior o preço de exportação do automóvel maior deve ser a oferta do produto. Para o parâmetro α_6 , espera-se uma relação inversa, uma vez que, quanto maior for a utilização da capacidade instalada da economia, menor será a possibilidade de aumento de oferta de bens para a exportação, revelando a preferência por vendas ao mercado interno. Mesmo resultado esperado para os custos de produção cp_t e para os custos financeiros, pois, quanto maior o custo, menor tende a ser sua oferta.

A elasticidade câmbio-oferta deve desempenhar papel importante como os preços, e a expectativa é que seu sinal seja positivo. Para o parâmetro α_7 , espera-se que o mesmo tenha sinal positivo, pois, quanto maior o grau de abertura da economia, menores devem ser os custos de entrada no mercado internacional. Mesmo sinal esperado para a elasticidade renda-oferta. Finalmente, a volatilidade de preços σp_t deve captar a incerteza em relação às transações comerciais via movimentos de preços. Porém, seu sinal pode ser tanto positivo, refletindo incentivos às exportações

do bem em questão. Isso irá eliminar a necessidade de endogeneidade na variável de produção, ver Barbosa (1985) para uma abordagem formal desse ponto.

⁸ De acordo com Ribeiro (2006), essa série pode ser utilizada para representar os preços intra-setoriais, caracterizando uma relação entre produtos substitutos.

⁹ Como *proxy* para esta série foi utilizado o salário médio na indústria nacional.

¹⁰ Usa-se uma variável internacional para medir o custo financeiro pois o mercado de crédito no Brasil, durante o período analisado, era pouco desenvolvido, o que implica na existência de custos de financiamentos externos para a transação comercial com o exterior. Essa hipótese foi anteriormente analisada por Ribeiro (2006).

¹¹ Para manter a comparação com Ribeiro (2006), tanto para a variável que mede o grau de abertura quanto a renda foi usado $y_t = (X + M)/2$, onde X são as exportações e M as importações. Para a renda mundial, usam-se dados internacionais. Para o grau de abertura, dados do Brasil.

que geram divisas em moeda estrangeira, para o caso de σpr_t , ou então negativo, uma vez que a excessiva volatilidade da receita obtida nas exportações pode ser um incentivo à oferta no mercado doméstico. Em resumo, seu sinal é incerto.

2.2. Equação de demanda por exportações

A equação de demanda assume que o exportador encontra condições de absorver as variações ocorridas nos custos de produção sem que, para tanto, seja necessário promover reajustes de preços.¹² A mesma, no formato log-linear, pode ser descrita por 2.2:

$$qx_t^d = \beta_0 + \beta_1 px_t + \beta_2 px_t + \beta_3 pr_t + \beta_4 \sigma pr_t + \beta_5 y_t + \zeta_t \quad (2.2)$$

na qual, além das variáveis já apresentadas na equação de oferta, inclui-se a variável pw_t que corresponde ao preço do concorrente no mercado internacional.

Ao contrário do modelo de oferta, aqui é esperado que a elasticidade preço-demanda px_t seja negativa. Por outro lado, a expectativa é que a elasticidade preço-substituição, medida por pw_t , bem como os impactos de pr_t , sejam positivas. Os preços são tidos como exógenos ao modelo, propriedade desejada para que o mesmo não seja correlacionado com os resíduos ζ_t .

A maior volatilidade nos preços σpr_t deve resultar em redução da demanda, uma vez que os consumidores seriam avessos a fortes movimentos nos preços dos produtos. Por fim, a elasticidade renda-demanda y_t tem sinal incerto, e depende do bem ser normal ou inferior, do ponto de vista dos consumidores externos.

3. Resultados Estatísticos

Essa seção divide-se em duas partes. Na primeira, são apresentados os resultados da equação de oferta com parâmetros fixos e variáveis e, na segunda, para a demanda, também comparando os resultados com parâmetros fixos com os obtidos pelo modelo espaço-estado.

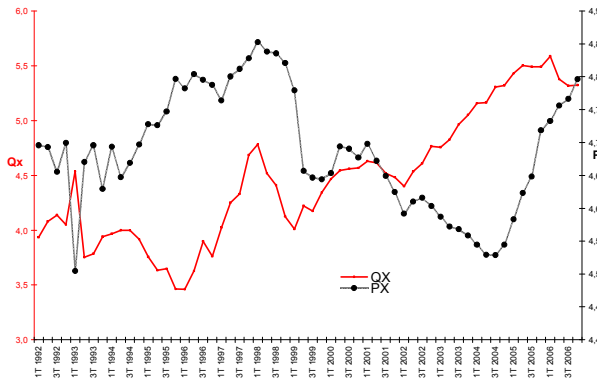
3.1. Equação de oferta de exportações

Os dados utilizados são trimestrais e dessazonalizados, compreendendo o período de 1992-I a 2006-IV, em um total de 60 observações,¹³ que podem ser observados no conjunto de figuras 1, 2 e 3. As séries de dados são trimestrais, 1992Q1 a 2006Q4,

¹² Essa hipótese está relacionada ao fato de que, do ponto de vista da demanda, o exportador opera na parte preço-elástica de sua curva de oferta, ver Ribeiro (2006). Naturalmente, também é assumido que a equação de demanda é homogênea de grau zero nos preços do bem em questão e na renda. Essa hipótese irá garantir que o equilíbrio do consumidor não se modifica quando todos os preços e a renda são multiplicados por uma constante, mantendo inalterada a função-utilidade e a restrição orçamentária.

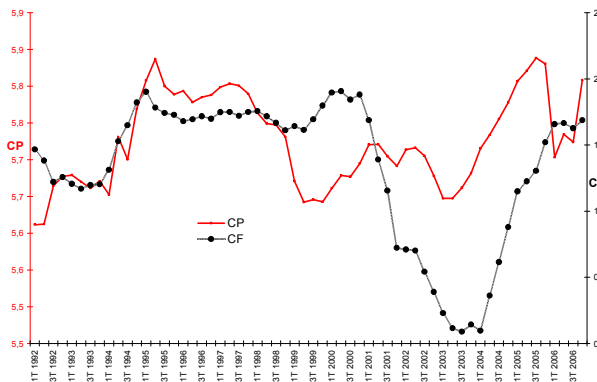
¹³ Para os testes e as estimativas foram utilizados o Eviews 6.0, RATS 6.0, GAUSS 3.2 e Stamp. Para a dessazonalização foi utilizado o método X-12 ARIMA.

perfazendo um total de 60 dados. O uso de dados trimestrais se justifica devido à dificuldade em se encontrar elasticidades com dados mensais, que são mais sujeitos a oscilações.¹⁴



Fonte de dados brutos: Funcex.

Fig. 1. Quantum (q_x) e preço (p_x)



Fonte de dados brutos: Ipeadata.

Fig. 2. Custo financeiro e de produção

Muitas séries de tempo no Brasil são sujeitas a quebras estruturais gerando instabilidades e não linearidades. A correta investigação da estacionariedade e da presença de quebra estrutural é feita com os testes ADF, NG Perron, Hylleberg et alii (1990) e Perron (1997). Os resultados, que podem ser consultados no Anexo Estatístico, indicam que apenas duas variáveis não acusaram a presença de raiz

¹⁴ O uso de dados trimestrais também se justifica pelos resultados encontrados em outros estudos, como Ribeiro (2006) e Morais e Barbosa (2006), que apontam defasagem de três meses para as variáveis da curva de demanda e de oferta.

unitária,¹⁵ $(\sigma p x_t, u_t) \sim I(0)$. A comparação de diversos modelos que pudessem representar a relação de longo prazo entre as variáveis, permitiu a seleção da formulação 3.1, no formato¹⁶ GARCH(1,1).

$$\begin{aligned} q x_t^o &= 5,73 - 2,30 p x_t - 0,81 p r_t + 0,25 c f_t + 0,62 c p_t + 0,87 o p e n_t + 0,87 y_t \\ &\quad (0,01) \quad (0,06) \quad (0,05) \quad (0,03) \quad (0,01) \quad (0,03) \quad (0,02) \\ &\quad + \varepsilon_t \\ h_{t-1} &= 0,001 + 1,29 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,10 h_{t-1} \\ &\quad (0,0007) \quad (0,44) \quad (0,09) \end{aligned} \quad (3.1)$$

Apenas duas variáveis apresentam sinal como esperado: a elasticidade renda-oferta e o grau de abertura da economia, ambas com valor positivo. Como a elasticidade renda não é tão elevada,¹⁷ isso pode estar refletindo tanto o fato de que o produtor no País não tem como foco o mercado externo, ou então, que o produto feito no Brasil, tem especificações que limitam seu mercado. No primeiro caso, ao olhar as exportações de automóveis do Brasil, podemos ver, em termos absolutos, três períodos distintos e que, apesar de revelar aumento da quantidade exportada, na média, essa sempre esteve abaixo de 30% do total produzido no País. No primeiro período, que vai de 1980 a 1990, a média de exportação foi de 160 mil veículos/ano. A seguir, no segundo período, entre 1991 e 2000, essas exportações passaram para 238 mil automóveis em média e, depois, para 509 mil entre 2001 e 2006.

De outro lado, por exemplo, a característica dos principais automóveis exportados pelo país em 2006, era de um valor final baixo. Esse comportamento pode estar contribuindo para a formação do segundo motivo, qual seja um produto que está desenhado para mercados específicos, de baixa renda. Dados de exportação indicam que, em 1996, Argentina e México detinham 56% da receita de exportações de automóvel do Brasil. Estendendo a análise para todos os países da América Latina, essa representação passaria a 92%. Já em 2006, aumentou a concentração para esses dois países, que absorveram 61% do total de automóveis exportados pelo Brasil, e uma redução da participação da América Latina para 87%.

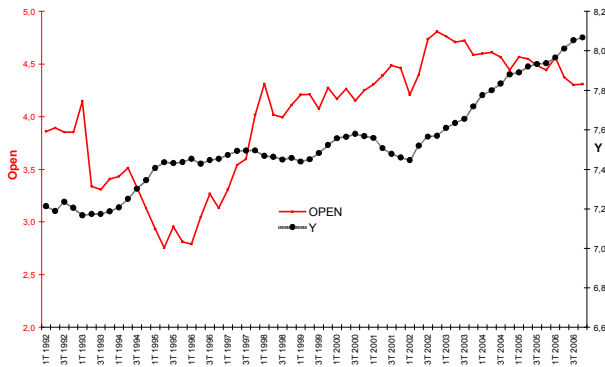
À exceção da elasticidade preço-oferta $p x_t$, todas as demais variáveis que possuem sinal diferente do esperado tem baixa elasticidade, como é o caso dos custos financeiros. A pequena elasticidade custo-oferta $c p_t$ pode estar refletindo o baixo impacto que os salários têm na produção de automóveis no Brasil.¹⁸

¹⁵ Para $\sigma p x_t$ e u_t os resultados eram esperados, uma vez que seria estranho encontrar raiz unitária para uma estimativa de volatilidade. No caso da utilização da capacidade, Morais e Barbosa (2006) também encontrou que $u_t \sim I(0)$ para dados do setor de calçados.

¹⁶ A análise comparativa pelo critério de Akaike e Schwarz revela que o modelo 2 é que devia ser escolhido porém, o mesmo apresenta diversos coeficientes que não tiveram significância estatística.

¹⁷ O teste de Wald, aplicado para testar se essa elasticidade é estatisticamente igual à unidade, revelou que $\chi^2_{(1)} = 21,9[0,00]$, não sendo possível aceitar a hipótese nula.

¹⁸ Os dados da PIA-IBGE (Pesquisa Industrial Anual), indicam que a participação dos salários, retiradas e outras remunerações sobre o valor da transformação industrial para o segmento de fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias, passou de 36% em 1996 para 26% na pesquisa de 2006.



Fonte de dados brutos: Ipeadata.

Fig. 3. Grau de abertura (*open*) e renda externa (*y*)

Apesar da relação de longo prazo fornecer resultados interessantes para a interpretação das elasticidades, é importante destacar que essa formulação não é capaz de captar os movimentos de ajustes no setor no curto prazo, muito menos como o mesmo absorve choques nessas variáveis. Além disso, como indicado pelos diversos testes de estacionariedade, as variáveis em questão são $I(1)$, fazendo com que boa parte dos resultados encontrados estejam sendo explicados por uma tendência. Dessa forma, seguindo a proposta de Johansen (1988), uma alternativa interessante é o uso de uma formulação que represente a co-integração do modelo. A aplicação do teste de Johansen para as variáveis $I(1)$, identifica a existência de pelo menos um vetor¹⁹ de cointegração.

Porém, na presença de quebra estrutural, o teste de Johansen (1988) não é o mais apropriado para identificar a existência de uma combinação linear de longo prazo, uma vez que o mesmo assume que o vetor de cointegração é invariante no tempo sob a hipótese alternativa. Para contornar esse problema, aplicou-se o teste proposto em Gregory e Hansen (1996), que permite que o vetor de cointegração apresente uma mudança estrutural em uma data desconhecida. Os resultados, apontados no Anexo Estatístico, não indicam vetor de cointegração na equação de oferta, na presença de mudança de regime. Esse resultado sinaliza que pode ser construído um modelo mais completo, conhecido na literatura como Mecanismo de Correção de Erros (MCE), tal como proposto em Engle e Granger (1987), que preserva as informações das séries – tanto de curto, como de longo prazo.

Foram estimadas diversas equações de equilíbrio a partir do MCE, e a melhor especificação é a apresentada na equação 3.2. Ressalta-se que a primeira diferença da quantidade ofertada como variável independente irá refletir o deslocamento da curva de oferta de exportação a mudanças nas demais variáveis. Nesse caso, o

¹⁹ O vetor de cointegração $(I - 5,40px - 3,37pr - 0,19cf6,78cp - 0,92open - 1,47y)$ foi normalizado para a variável quantidade ofertada.

(1,35)	(0,52)	(0,15)	(1,19)	(0,16)	(0,35)
--------	--------	--------	--------	--------	--------

mesmo é positivo, tal como esperado, revelando uma propensão a exportar, mesmo que seja baixa.

$$\begin{aligned} \Delta q_t^o = & 0,01 - 0,11\varepsilon_{t-1} + 0,44\Delta q_{t-1}^o + 0,77\Delta px_{t-1} + 0,63\Delta cf_{t-1} \\ & (0,01) \quad (0,02) \quad (0,18) \quad (0,46) \quad (0,18) \\ & - 0,27\Delta open_{t-1} + 2,11\Delta y_{t-2} - 2,46\Delta y_{t-3} \end{aligned} \quad (3.2)$$

(0,14) (0,73) (0,75)

Ao contrário da equação de longo prazo, diversos sinais tiveram os resultados como esperado na literatura. A elasticidade preço-oferta de exportação de 0,77 indica que um aumento desses no trimestre anterior estimula a maior oferta dos produtores de automóveis ao mercado externo. Já em relação aos custos financeiros, as variações nestes são percebidas de forma diferente do esperado.²⁰ Por outro lado, alterações nos coeficientes de abertura econômica, no curto ao contrário do longo prazo, provocam estímulos negativos à oferta. Tal resultado pode ser um indício de que existe uma preferência das empresas do setor por manter as vendas no mercado local, revelando uma forma de proteção da indústria. A elasticidade renda-oferta de curto prazo apresenta sinal oscilatório. Primeiro, ao final de seis meses, uma renda maior tende a produzir impactos positivos sobre a oferta, com os produtores locais visualizando a possibilidade de aumentar a participação no mercado externo. Essa elasticidade é bem significativa, mas, nos três meses seguintes, é revertida, produzindo um resultado líquido pouco perceptível. Nesse caso, a avaliação da elasticidade renda de curto prazo corrobora com a baixa elasticidade encontrada no longo prazo.

De acordo com as estimativas, o coeficiente de correção de desequilíbrios do modelo, é estatisticamente significativo, mas com valor pequeno (-0,11). Ou seja, apenas 11% é corrigido a cada trimestre. Assim, a velocidade de ajuste da oferta de automóveis a choques no curto prazo, a cada período, é lenta, tanto em termos absolutos quanto relativamente ao encontrado em outros trabalhos na literatura da área. Tal resultado pode ser o reflexo de uma pequena presença do Brasil nas exportações mundiais de automóveis bem como da dificuldade da indústria se adaptar a mudanças do produto no curto prazo, como comentado anteriormente. A Tabela 1 apresenta um comparativo do coeficiente de correção de erros com o encontrado em outros artigos.

Por fim, o teste de Bai e Perron (2003), para identificar a presença de quebra estrutural em uma série de dados, foi feito para os resíduos da equação 3.2. Os resultados indicam a ausência de mudança de regime nos dados.

²⁰ Tal resultado pode estar refletindo a característica de financiamento que envolve o setor automobilístico no mundo, que apresenta uma estrutura global e com maior facilidade de acesso aos agentes financeiros, e que, por vezes, possuem os próprios bancos como agentes financiadores. De qualquer forma, a elasticidade possui valor pequeno.

Tabela 1

Valores encontrados para a velocidade de ajuste no modelo de oferta

Artigo	Coefficiente	Observações
Morais e Barbosa (2006)	-0,54	Dados do setor de calçados
Carvalho e De Negri (2000)	0,99	Dados do setor agropecuário
Portugal (1993)	-0,22	Produtos Industriais
Este estudo	-0,11	Dados do setor automobilístico

3.2. Oferta no formato Espaço-Estado

Como primeiro passo, o modelo espaço-estado foi usado com os mesmos formatos das equações de longo-prazo com parâmetros fixos. Nesse caso, diversas formulações foram testadas e, à exceção do vetor de estados, onde foi assumido que o mesmo segue um passeio aleatório, todos os demais hiperparâmetros mostram-se significativos.²¹ Não há mudança de sinal entre as duas formulações, mas sim, da magnitude das elasticidades encontradas, ver Anexo Estatístico para detalhes dos vários modelos testados para a equação de longo prazo. Portugal (1993) faz uma aplicação dessa metodologia a dados de exportações industriais. A seguir, é feita a formulação de um modelo MCE com parâmetros variáveis, e a equação 3.3 mostra o melhor com os respectivos hiperparâmetros onde, em parênteses, está o desvio-padrão.

$$\begin{aligned}
 \Delta q_t^o &= \underset{(0,01)}{\mu} 0,04 \varepsilon_{t-1} - \underset{(0,25)}{1,08} \Delta p x_t - \underset{(0,16)}{0,56} \Delta p r_t + \underset{(0,068)}{0,63} \Delta open_t + \underset{(0,56)}{1,27} \Delta y_{t-2} \\
 &\quad + \underset{(0,59)}{0,80} \Delta y_{t-3} \\
 \mu_t &= \underset{(0,03)}{0,06} \mu_{t-1} + v_t
 \end{aligned} \tag{3.3}$$

Todos os coeficientes mostram-se significativos, e diferenças importantes surgem na comparação de 3.3 com 3.2. Em primeiro lugar que o impacto de variações da curva de oferta no trimestre anterior Δq_{t-1}^o é pequeno, e passa a ser negativo, refletindo o fato de que não existe uma forte propensão a exportar automóveis por parte das firmas. Como salientado anteriormente, esse comportamento pode tanto estar relacionado ao tipo de produto que se oferta no mercado internacional, que limita a demanda, ou então, por uma questão de foco no mercado interno.

Por outro lado, os impactos dos preços de exportação tornam-se contemporâneos e com sinal diferente do esperado. Ou seja, aumentos nos preços de exportação resultariam em queda na oferta. Um motivo para esse resultado pode ser o fato de que o preço do produto no exterior não reflete, necessariamente, as características

²¹ Essa análise leva em conta a comparação entre a equação 3.1 para o modelo de parâmetros fixos e a de parâmetros variáveis.

do bem produzido no Brasil.²² Além disso, na equação 3.3, a taxa de câmbio é significativa, e desvalorizações resultam em menor oferta, impacto esse que fica restrito ao mesmo trimestre de variação.

Outro resultado diferente entre o modelo MCE e o espaço-estado é que a elasticidade de impacto do grau de abertura muda de sinal, passando a ser positiva. Porém, seu coeficiente indica que, mesmo em um cenário de maior abertura de mercado, com o Brasil exportando e importando mais de diferentes tipos de produtos, não deve ter incentivos maiores para essa indústria. Uma possível justificativa é o fato de que o setor é composto por empresas que estão presentes em vários países, possuindo canais de logística consolidados e maior facilidade no financiamento da produção. Nesse caso, o movimento recente da indústria, que passa a operar a partir de plataformas globais, onde a produção de um país seria destinada a um grupo específico de países, seria outro fator de influência para justificar a baixa elasticidade da variável grau de abertura.

A elasticidade renda-oferta é positiva, ocorrendo com impactos maiores no curto prazo, seis meses, porém, se estendendo para nove meses, mas com parâmetro decrescente. Note que, contrariamente aos resultados do MCE, na estimativa espaço-estado o efeito líquido continua positivo ao longo do tempo. Assim, apesar da maior absorção externa contribuir para as exportações de automóveis do Brasil, a baixa elasticidade no médio prazo reforça a percepção de pouca presença do setor no mercado internacional. Ou seja, mesmo percebendo aumentos na renda externa, a indústria não é estimulada a aumentar, na mesma magnitude, a oferta de exportação.

Por fim, a velocidade de ajuste a choques é pequena, mostrando certa rigidez nesse segmento. Apenas 4% dos choques no longo prazo são corrigidos a cada momento. Esse resultado está em linha com o encontrado no MCE com parâmetros fixos, mas representa menos da metade do ajuste.

3.3. *Equação de demanda por exportações*

Tal qual na estimação da equação de oferta, os dados utilizados para a demanda também são trimestrais, compreendendo o período de 1992-I a 2006-IV. Como há séries comuns entre oferta e demanda, a Figura 4 apresenta o comportamento das duas restantes, o câmbio real e o preço no mercado internacional. Os mesmos testes de estacionariedade da subseção 3.2 foram aqui aplicados e, à exceção de σpr_t , todas as séries acusaram a existência de raiz unitária. Após testar vários modelos para a relação de longo prazo a equação 3.4 apresenta o melhor resultado:

²² Destaca-se que o período de análise abrange o surgimento e crescimento da produção de carros com motor 1.0, característica do mercado consumidor brasileiro.

$$\begin{aligned}
 qx_t^d &= 3,98 - 1,61px_t - 1,35pw_t - 0,57pr_t + 2,33y_t + \zeta_t \\
 &\quad (4,40) \quad (0,42) \quad (0,49) \quad (0,25) \quad (0,137) \\
 h_{t-1} &= 0,001 + 0,683\varepsilon_{t-1}^2 + 0,405h_{t-1} \\
 &\quad (0,001) \quad (0,265) \quad (0,120)
 \end{aligned}
 \tag{3.4}$$

Todos os coeficientes são significativos, porém alguns não possuem o sinal conforme esperado. A elasticidade preço-demanda px_t , é tal como esperado, e de elevada magnitude, mostrando que há grande sensibilidade do consumidor externo ao bem em questão. Nesse caso, no mercado de automóveis mundial, o Brasil pode ser considerado um país pequeno. De fato, em 2006, o País representava apenas 4,2% do total de automóveis produzidos no mundo. Em relação à elasticidade renda-demanda mundial y_t , que pode ser considerada como variável exógena ao modelo, os impactos são diretos e com o sinal esperado, revelando que o automóvel aqui produzido pode ser considerado um bem normal no mercado internacional.

Por outro lado, a elasticidade preço-demanda do concorrente no mercado internacional pw_t , não indica que o automóvel fabricado no Brasil seja considerado um bem substituto no cenário externo. Os mercados de destino, especialmente a América Latina e, também, o tipo de automóvel que é vendido nesses países, com predominância de produto de baixo valor, dão suporte a esse resultado na elasticidade renda e preço. A elasticidade câmbio-demanda pt_t , também tem sinal diferente, sinalizando que desvalorizações resultariam no longo prazo, em queda da demanda, porém, com parâmetro baixo. A heteroscedasticidade dos dados pôde ser perfeitamente considerada a partir da formulação GARCH(1,1).

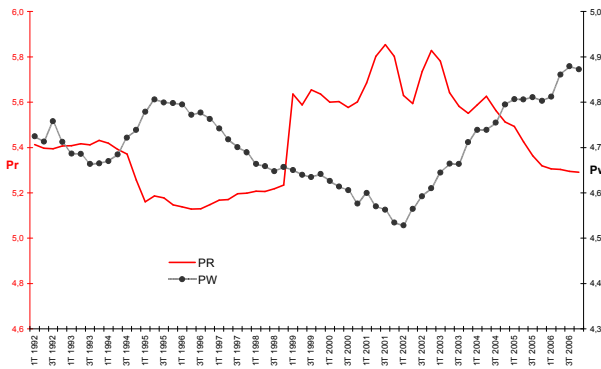


Fig. 4. Câmbio real (pr) e preço no mercado internacional (pw)

O teste de Johansen (1988), aplicado às variáveis $I(1)$, identifica a existência de apenas um vetor de co-integração. Por outro lado, o teste de Gregory e Hansen (1996), que considera como hipótese alternativa um vetor²³ de cointegração com mudança de regime, indica a não rejeição da hipótese nula, sugerindo estabilidade

²³ Esse vetor de cointegração é dado por: $(1 - 5,69px - 37,2pw - 1,52pr41,59y - 0,57t)$, normalizado para a quantidade demandada.

no longo prazo entre as variáveis. Partindo da análise do geral para o específico, chegou-se à melhor equação pelo Mecanismo de Correção de Erros, dada por 3.5:

$$\begin{aligned} \Delta q_t^d &= 0,002 - 0,48\varepsilon_{t-1} + 0,24\Delta q_{t-3}^d + 3,09\Delta px_{t-1} + 2,11\Delta px_{t-2} \\ &\quad (0,01) \quad (0,07) \quad (0,11) \quad (0,48) \quad (0,50) \\ &= 1,76\Delta px_{t-3} + 1,77\Delta pt_{t-1} + 1,23\Delta pr_{t-2} + 0,89\Delta pr_{t-3} \\ &\quad (0,50) \quad (0,27) \quad (0,27) \quad (0,24) \\ &+ 0,86\Delta pr_{t-4} + 1,67\Delta y_{t-1} - 1,15\Delta y_{t-3} \quad (3.5) \\ &\quad (0,24) \quad (0,70) \quad (0,68) \end{aligned}$$

A elasticidade auto-regressiva do *quantum* exportado apresenta variação positiva percebendo-se que alterações com defasagens de três períodos, representam deslocamentos da curva de demanda.²⁴ Por outro lado, a elasticidade preço-demanda não tem o sinal como esperado. O aumento no preço de exportação px_t no curto prazo, provoca elevação da demanda mas, seus reflexos tendem a diminuir conforme o tempo passa, com uma variação de 3,09 para um trimestre e decrescendo para 1,77 ao final de três trimestres. Essa é uma indicação de que quanto maior o tempo de absorção do choque, menor será a variação no *quantum*, podendo inclusive tornar-se negativa, como indicado pelo modelo de longo prazo. Em se tratando de um produto que é comercializado em mercados onde é comum alterações, a cada ano, de design e diversos outros itens, como conforto e acessórios, pode-se inferir que o consumidor percebe essa incorporação aos preços, com reflexos positivos sobre a demanda do tipo “novidade” no curto prazo. Porém, no longo prazo, o comportamento passa a ser o esperado para a elasticidade preço-demanda.

O câmbio real pr_t também apresentou sinal diferente do esperado e comportamento similar ao preço de exportação, elevado no curto prazo e, tende a ser menor ao longo do tempo, demonstrando que o mercado para automóveis absorve a variação cambial no prazo de um ano. Uma justificativa para esse movimento é a presença global das empresas, que fazem contratos de longo prazo e com financiamento próprio, reduzindo os impactos da variação cambial. Já a elasticidade renda-demanda sinaliza que um aumento da renda no trimestre anterior tende a estimular as exportações mais do que proporcionalmente, caracterizando, no curto prazo, que o automóvel seria um bem normal. Porém, as variações ocorridas em três trimestres impactam a demanda de forma negativa, revertendo o comportamento do consumidor para um bem inferior. Mesmo assim, o resultado líquido é positivo e pequeno. Ressalta-se que, no longo prazo, essa elasticidade mantém-se positiva.²⁵

²⁴ Esse resultado pode estar captando o lançamento de um produto da indústria automobilística no exterior e que gera demanda futura por novas exportações. De alguma forma, pode-se argumentar que, como essa elasticidade é positiva, reflete tanto a boa aceitação do consumidor estrangeiro ao produto nacional quanto o fato de que essa é uma indústria no qual os contratos de venda são de mais longo prazo. Ou seja, ao vender o produto em um mercado, é de se esperar que, dados os elevados gastos de comercialização do mesmo, que envolve propaganda e rede de distribuição, tenha-se uma presença mais duradoura nesses mercados, corroborando com a ideia de deslocamentos positivos na curva de demanda.

²⁵ É interessante notar que os preços do concorrente no mercado internacional não se mostraram significativos. Isso reforça a percepção de que o produto brasileiro não encontra, no mercado externo, produto que possa ser considerado como substituto direto. Além disso, as exportações são concentradas em países da América Latina, que possuem baixa renda per capita.

Tabela 2

Valores para a velocidade de ajuste no modelo de demanda

	Artigo	Coefficiente	Observações
Morais e Barbosa (2006)		-0,38	Dados do setor de calçados
Ribeiro (2006)*	Total	-0,83	Dados do Brasil
	Básicos	-0,65	
	Manufaturados	-0,81	
	Semi-manufaturados	-0,77	
Portugal (1993)		-0,20	Produtos Industriais
Este estudo		-0,48	Dados do setor automobilístico

*Resultados que consideram o IPCA.

Por fim, o coeficiente de ajuste do modelo a choques nas variáveis e que produzam desequilíbrios no longo prazo indica um ajuste da demanda relativamente rápido, com correções de 48% a cada período. Esse resultado, comparado com outros estudos, em especial com Ribeiro (2006), revela que o ajuste da demanda por automóveis seria um pouco mais rígido que o verificado nos produtos básicos e no total do grupo manufaturados. Provavelmente porque a decisão de compra de um bem de maior valor tenha outros fatores importantes de influência. Comparativamente aos resultados encontrados para a oferta no MCE, nota-se que a demanda apresenta um ajuste bem mais rápido.

Da mesma forma que para a equação de oferta, foi feito o teste de Bai e Perron (2003) sobre os resíduos da equação de demanda 3.5. Os resultados, apontados no Anexo Estatístico, indicam que os mesmos não possuem mudança de regime.

3.4. Demanda no formato Espaço-Estado

Como forma de identificar a inconstância nos parâmetros da demanda, foi utilizado o filtro de Kalman para estimar os hiperparâmetros do modelo de longo prazo no formato espaço-estado. Os resultados comparados indicam diferenças entre a regressão comum, seção anterior, e os modelos em espaço-estado, onde foi considerado que o vetor de estados segue um passeio aleatório. Essas estimativas sinalizam que a formulação mais correta é a que considera parâmetros variantes no tempo. O passo seguinte é a estimativa do MCE, também no formato espaço-estado. Partindo de um modelo geral para o específico, onde são consideradas as mesmas variáveis da demanda de longo prazo porém, com mais defasagens, chega-se à formulação 3.6:

$$\begin{aligned}
\Delta qx_t^d &= \mu_t - 0,07\varepsilon_{t-1} - 0,26 \Delta qx_{t-2}^d - 1,89\Delta px_t - 1,06\Delta px_{t-2} \\
&\quad (0,01) \qquad\qquad (0,123) \qquad\qquad (0,32) \qquad\qquad (0,41) \\
&\quad + 2,46\Delta y_{t-2} \\
&\quad\quad (0,81) \\
\mu_t &= -0,12\mu_{t-1} + v_t \qquad\qquad\qquad (3.6) \\
&\quad (0,05)
\end{aligned}$$

Os resultados em 3.6 diferem daqueles encontrados no MCE com parâmetros fixos. O sinal dos coeficientes é como esperado na literatura. Uma menor demanda, dois períodos defasados, irá resultar em uma maior demanda presente. Apesar de ser com sinal diferente do encontrado na equação 3.5, esse parâmetro tem uma elasticidade baixa. Porém, a relação temporal entre mudanças na demanda, pode estar indicando uma importante característica cíclica nesse mercado e que, dentre outros motivos, pode estar ligada ao lançamento de novos produtos. A elasticidade preço-demanda apresenta sinal como esperado na literatura, diferindo dos resultados no modelo de parâmetros fixos.

Aqui, aumentos de preços geram impactos negativos sobre a curva de demanda por exportações de automóveis. Essa elasticidade decresce no curto prazo, mas, de acordo com os resultados do modelo de longo prazo no formato espaço-estado, é bem maior no longo prazo. Portanto, o efeito “novidade” captado pelo MCE com parâmetros fixos não encontra suporte nas estimativas com parâmetros variáveis. Por outro lado, esse resultado reforça a tese de que, no mercado de automóveis mundial, o Brasil pode ser considerado um País pequeno.

A elasticidade renda-demanda também tem sinal como esperado e com coeficiente próximo ao encontrado para o longo prazo, tanto para as estimativas com parâmetro fixo quanto variável. Tal resultado sinaliza que o automóvel brasileiro pode ser considerado um bem normal. O vetor de estados autoregressivo é estatisticamente significativo, um argumento a favor do uso do modelo espaço-estado para representar a demanda por exportação de automóveis do Brasil. Por fim, a velocidade de ajuste do modelo a choques de longo prazo na demanda, é extremamente baixa, com 7% de correção a cada período. Dada também a baixa velocidade de ajuste da oferta no formato espaço-estado, espera-se um equilíbrio bem mais lento nesse mercado.

4. Conclusão

Esse artigo teve como objetivo estimar equações de oferta e demanda por exportações de automóveis no período de 1992 a 2006. Os testes estatísticos sinalizam que é possível construir um modelo que contemple relações de curto e longo prazo em um formato tal como proposto em Engle e Granger (1987). Porém, as elasticidades comparadas indicam a necessidade de usar um modelo de parâmetros variáveis. Assim, todos os resultados comentados na conclusão reportam-se às estimativas pelo filtro de Kalman.

De um modo geral, observou-se a importância dos impactos de variações da curva de oferta. Porém, a baixa elasticidade invoca a pouca propensão do Brasil em exportar automóveis. Esse fato é corroborado pela concentração das exportações para países da América Latina, que possuem renda per capita mais baixa além de se ter um produto de menor valor final. A elasticidade preço-oferta tem sinal diferente do esperado, e pode estar refletindo diferenças de característica do produto no mercado externo e interno. Os resultados também sinalizam que a indústria não responde a um maior grau de abertura do mercado. Fato esse que pode ser explicado pela existência de canais próprios de comercialização e financiamento dos produtos do setor, ou seja, são empresas com presença global. Apesar de uma elasticidade renda-oferta positiva, seu coeficiente é decrescente no tempo, e reforça a baixa presença do Brasil no cenário internacional. A velocidade de ajuste da oferta de exportações a choques nas variáveis do modelo é baixa, e indica a existência de rigidez no setor, em linha com o fato de as indústrias operarem com contratos de longo prazo.

Para a equação de demanda por exportações, os resultados sinalizam que o Brasil, em termos mundiais, pode ser considerado um País pequeno no mercado de vendas de automóveis – dado o alto valor da elasticidade-preço da demanda, tanto no curto prazo quanto no longo prazo. A elasticidade negativa do *quantum* exportado no mecanismo de correção de erros, ao final de seis meses, sobre a demanda presente, pode estar captando efeitos cíclicos no comportamento do consumidor estrangeiro a lançamentos da indústria automobilística do Brasil. Ou seja, o efeito “novidade”, logo é absorvido pelo mercado, produzindo impactos sobre a formação do preço e da quantidade demandada. Por fim, a elasticidade renda-demanda tem resultado positivo, corroborando com a análise de que o automóvel brasileiro pode ser considerado um bem normal. A velocidade de correção dos desequilíbrios de choques na demanda é muito baixa. Em conjunto com a oferta, nota-se certa rigidez nesse mercado, tanto pelo lado do produtor quanto pela demanda dos consumidores. A presença global das empresas, o uso de contratos de longo prazo e a concentração das exportações para um mercado com características comum, como é o caso da América Latina, dão suporte a esse resultado.

Como sugestão de pesquisa futura tem-se a investigação de um modelo que contemple a existência de uma relação de cointegração na presença de quebra estrutural, no formato MS-VEC, como forma de captar as características cíclicas das exportações. Além disso, outra possibilidade é o uso de equações simultâneas para encontrar as elasticidades.

Referências bibliográficas

- Bai, J. & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18:1–22.
- Barbosa, F. H. (1985). *Microeconomia: Teoria, Modelos Econômicos e Aplicações à Economia Brasileira*. IPEA/INPES, Rio de Janeiro.

- Belluzzo, L. G. & Almeida, J. G. (2002). *Depois da Queda*. Civilização Brasileira, Rio de Janeiro.
- Braga, H. C. & Rossi, J. W. (1987). A dinâmica da balança comercial no Brasil, 1970-1984. *Revista Brasileira de Economia*, 41(2):237-248.
- Carvalho, A. & De Negri, J. A. (2000). Estimaco de equaces de importaco e exportaco de produtos agropecurios para o Brasil (1977/1998). Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discusso 698.
- Castro, A. S. & Cavalcanti, M. A. F. H. (1998). Estimaco de equaces de exportaco e importaco para o Brasil - 1955/95. *Pesquisa e Planejamento Econmico*, 28(2):1-68.
- Cavalcanti, M. A. F. H. & Ribeiro, F. J. (1998). As exportaces brasileiras no perodo 1977/96: Desempenho e determinantes. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discusso 545.
- De Negri, J. A. (1998). Elasticidade-renda e elasticidade-preo da demanda de automveis no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discusso 558.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error-correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55:251-276.
- Ferreira, A. H. B. (1993). Testes de Granger-causalidade para a balança comercial brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, 47:83-95.
- Giambiagi, F., Castro, L. B., & Hermann, J. (2004). *Economia Brasileira Contempornea (1945-2004)*. Campus.
- Gregory, A. W. & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70:99-126.
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J., & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44:215-238.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231-254.
- Kannebley Jr, S. (2000). Exchange rate pass-through: Uma anlise setorial para as exportaces brasileiras (1984-1997). *Economia Aplicada*, 4(3):435-463.
- Morais, I. A. C. & Barbosa, A. E. (2006). Equaces de oferta e demanda por exportaces do setor de calados, 1985-2003. *Anlise*, 174(1):67-903.
- Morais, I. A. C. & Portugal, M. S. (2005). A Markov switching model for the Brazilian demand for imports: Analyzing the import substitution process in Brazil. *Revista de Econometria*, 25(2):173-219.
- Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, 80:355-385.
- Portugal, M. S. (1992). Um modelo de correo de erros para a demanda por importaces brasileiras. *Pesquisa e Planejamento Econmico*, 22(3):501-540.
- Portugal, M. S. (1993). A instabilidade dos parmetros nas equaces de exportaco brasileiras. *Pesquisa e Planejamento Econmico*, 23(2):313-348.
- Portugal, M. S. (1994). As polticas brasileiras de comrcio exterior, 1947-1988. *Revista Ensaios (FEE)*, 15(1):234-252.
- Resende, M. F. C. (1997). Dinmica das importaces de bens de capital no Brasil: Um estudo economtrico. *Revista Brasileira de Economia*, 51(2):219-238.
- Ribeiro, L. S. L. (2006). Dois ensaios sobre a balança comercial brasileira: 1999/2005. Master's thesis, PUC-Rio.
- Zini Jr, A. A. (1988). Funes de exportaco e de importaco para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econmico*, 18:615-662.

Anexo Estatístico

Tabela A1 – Fonte dos Dados

qx_t	Quantum Exportado de Automóveis	FUNCEX	cp_t	Custos de Produção	FUNCEX
px_t	Preço de Exportação	FUNCEX	cf_t	Custos Financeiros	FED – EUA
pr_t	Taxa Real de Câmbio	IPEA	u_t	Utilização da Capacidade Instalada	FUNCEX
pw_t	Preço do Concorrente Externo	FUNCEX	$open_t$	Grau de Abertura da Economia Brasileira	FUNCEX
σp_t	Volatilidade dos Preços	Estimativas autor	y_t	Absorção Mundial	Estimativas do autor

Tabela A2 – Teste de Raiz unitária – Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Nível	τ	τ_μ	τ_τ	$I(\cdot)$	Diferença	τ	τ_μ	τ_τ	$I(\cdot)$
qx_t	1,80	0,30	-4,31	$I(1)$	Δqx_t	-3,37*	-3,70*	-4,63*	$I(0)$
px_t	0,33	-1,43	-1,27	$I(1)$	Δpx_t	-9,31*	-9,24*	-9,21*	$I(0)$
σpx_t	-4,70	-4,53	-3,53**	$I(0)$	$\Delta \sigma px_t$	-4,70	-4,86	-5,28	$I(1)$
pr_t	-0,22	-1,67	-1,65	$I(1)$	Δpr_t	-6,27*	-6,22*	-5,67*	$I(0)$
σpr_t	-1,37***	-2,57***	-2,53	$I(1)$	$\Delta \sigma pr_t$	-7,98*	-7,93*	-7,87*	$I(0)$
cf_t	-0,57	-2,38	-3,08	$I(1)$	Δcf_t	-3,62*	-3,59*	-3,57**	$I(0)$
$open_t$	0,51	-1,17	-2,87	$I(1)$	$\Delta open_t$	-3,06*	-3,03*	-3,04	$I(0)$
y_t	2,38	0,47	-0,98	$I(1)$	Δy_t	-1,24	-3,43*	-3,54**	$I(0)$
cp_t	0,78	-2,24	-2,21	$I(1)$	Δcp_t	-6,79*	-6,81*	-6,73*	$I(0)$
u_t	1,27	-2,89**	-4,30*	$I(0)$	Δu_t	-7,72*	-7,87*	-7,97*	$I(0)$
pw_t	0,59	-0,71	-0,68	$I(1)$	Δpw_t	-5,73*	-5,73*	-5,95*	$I(0)$

* Significativo a 1%, ** Significativo a 5% e *** Significativo a 10%.

Tabela A3 – Teste de Raiz unitária – NG-Perron τ_μ

Nível	MZa	MZt	MSB	MPT	Diferença	MZa	MZt	MSB	MPT
qx_t	-1,01	-0,43	0,42	13,28	Δqx_t	-11,48	-2,36	0,20	2,27
px_t	-6,94	-1,78	0,25	3,81	Δpx_t	-930,07	-3,86	0,12	0,86
σpx_t	0,44	0,68	153,51	136,86	$\Delta \sigma px_t$	-238,71	-345,22	0,14	103,50
pr_t	-4,08	-1,40	0,34	6,02	Δpr_t	-24,32	-3,48	0,14	1,00
σpr_t	-7,87**	-1,95**	0,24**	3,20**	$\Delta \sigma pr_t$	-28,9*	-3,79*	0,13*	0,85*
cf_t	-5,50	-1,64***	0,29	4,50	Δcf_t	-17,94	-2,99*	0,16	1,36
$open_t$	-3,79	-1,31	0,34	6,49	$\Delta open_t$	-22,34	-3,33	0,14	1,10
y_t	2,99	2,91	0,97	92,39	Δy_t	-36,74	-4,27	0,11	0,69
cp_t	-3,19	-1,05	0,33	7,43	Δcp_t	-40,49*	-4,32*	0,11*	1,08*
u_t	0,11	0,08	0,74	35,12	Δu_t	-1,99	-0,93	0,46	11,64
pw_t	-2,48	-0,87	-0,35	8,70	Δpw_t	-29,05	-3,80	0,13	0,86

* Significativo a 1%, ** Significativo a 5% e *** Significativo a 10%.

Tabela A4 – Teste de Raiz unitária – NG-Perron τ_τ

Nível	MZa	MZt	MSB	MPT	Diferença	MZa	MZt	MSB	MPT
qx_t	-13,24	-2,57	0,19	6,89	Δqx_t	-9,42	-2,17	0,23	9,67
px_t	-7,13	-1,77	0,24	12,93	Δpx_t	-29,88	-3,85	0,12	3,08
σpx_t	-0,34	-0,25	0,74	109,6	$\Delta \sigma px_t$	-259,26	-360,04	0,13	351,49
pr_t	-4,39	-1,39	0,31	19,98	Δpr_t	-23,84	-3,45	0,14	3,82
σpr_t	-9,41	-2,16	0,23*	9,67*	$\Delta \sigma pr_t$	-28,87*	-3,79*	0,13*	3,17*
cf_t	-5,96	-1,65	0,27	15,18	Δcf_t	-18,66	-3,05	0,16	4,9
$open_t$	-8,07	-1,99	0,24	11,32	$\Delta open_t$	-23,43	-3,42	0,14	3,89
y_t	-6,7	-1,65	0,24	13,71	Δy_t	-35,25	-4,18	0,11	2,63
cp_t	-6,16	-1,73	0,28	14,76	Δcp_t	-30,51*	-3,77*	0,12*	3,76*
u_t	-2,51	-1,05	0,42	33,85	Δu_t	-1,27	-0,78	0,61	68,93
pw_t	-2,27	0,86	0,37	31,16	Δpw_t	-28,14	-3,74	0,13	3,29

* Significativo a 1%, ** Significativo a 5% e *** Significativo a 10%.

Tabela A5 – Raiz Unitária Sazonal – Hylleberg et alii (1990)

	Aux.Reg.	π_1	π_2	$\pi_3 \cap \pi_4$		Aux.Reg.	π_1	π_2	$\pi_3 \cap \pi_4$
<i>qx</i>	-	1,91	-1,51	7,16	<i>px</i>	-	0,2	-2,22	10,38
	I	0,07	-1,48	6,87		I	-2,13	-2,02	7,86
	I, SD	0,13	-1,47	6,64		I, SD	-2	-1,95	8,14
	I, Tr	-2,75	-1,64	7,91		I, Tr	-1,73	-1,98	7,57
	I, SD, Tr	-2,61	-1,59	7,62		I, SD, Tr	-1,66	-1,9	7,83
<i>u</i>	-	-1,66	-2,99	6,41	<i>cf</i>	-	-0,78	-2,53	7,33
	I	-1,39	-3,05	6,65		I	-1,5	-2,4	6,68
	I, SD	-1,33	-2,99	6,07		I, SD	-1,23	-2,18	8,68
	I, Tr	-1,62	-2,91	6,29		I, Tr	-1,81	-2,35	6,09
	I, SD, Tr	-1,51	-2,85	5,75		I, SD, Tr	-1,66	-2,13	8,06
<i>cp</i>	-	0,01	-0,84	3,06	<i>open</i>	-	1,1	-1,23	6,97
	I	-1,74	-0,73	2,44		I	-1,42	-1,17	6,3
	I, SD	-1,65	-0,9	1,73		I, SD	-1,37	-1,17	5,88
	I, Tr	-1,35	-0,72	2,37		I, Tr	-1,11	-1,31	5,93
	I, SD, Tr	-1,26	-0,89	1,68		I, SD, Tr	-1,08	-1,13	5,49
<i>y</i>	-	1,61	-3,6	11,04	<i>pr</i>	-	0,14	-1,95	6,47
	I	1,38	-3,67	10,63		I	-2,31	-1,8	5,09
	I, SD	1,31	-3,52	9,71		I, SD	-2,21	-2,08	4,73
	I, Tr	-0,78	-3,47	9,03		I, Tr	-1,99	-1,72	4,27
	I, SD, Tr	-0,75	-3,32	8,24		I, SD, Tr	-1,87	-1,99	3,98
<i>σ_{px_t}</i>	-	-1,48	-1,68	4,13	<i>σ_{pr_t}</i>	-	1,14	-1,53	2,41
	I	-1,38	-1,67	4,05		I	-0,14	-1,51	2,34
	I, SD	-1,34	-2,24	5,2		I, SD	-0,06	-1,79	3,2
	I, Tr	-1,35	-1,59	3,79		I, Tr	-1,51	-1,41	2,02
	I, SD, Tr	-1,16	-2,14	4,78		I, SD, Tr	-1,33	-1,67	2,77
<i>pw</i>	-	0,14	-3,05	9,67	<i>σ_{pw_t}</i>	-	-0,41	-1,06	6,02
	I	-1,56	-2,92	8,3		I	-2,57	-0,95	5,37
	I, SD	-1,45	-2,81	7,86		I, SD	-2,48	-1,4	4,97
	I, Tr	-0,16	-3,12	8,11		I, Tr	-1,96	-0,94	5,17
	I, SD, Tr	-0,14	-2,99	7,49		I, SD, Tr	-1,79	-1,37	4,79

Nota: O termo determinístico é zero (-), um intercepto (I),

uma Dummy sazonal (SD) e uma tendência (Tr).

a – nível de significância de 1% e b de 5%.

A tabela pode ser consultada em Hylleberg et alii (1990).

Tabela A6 – Raiz Unitária com Quebra Estrutural – Perron (1997)

	$UR - t_{\alpha}^*(i)$			$STUD - t_{\alpha, \hat{\theta}}^*$ e $t_{\alpha, \gamma}^*$			$STUDABS - t_{\alpha, \hat{\theta} }^*$ e $t_{\alpha, \gamma }^*$		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3
qx	-4,86	-5,29	-4,34	-4,43	-5,3	-4,09	-4,43	-5,29b	-4,09
px	-2,95	-2,95	-2,56	-2,39	0,51	-2,23	-2,4	0,51	-2,23
u	-5,01b	-5,37b	-5,17b	-4,64	-4,95b	-4,85b	-4,65	-4,95	-4,85b
cf	-4,52	-3,86	-3,22	-4,52	-3,86	-2,3	-4,52	-3,86	-2,3
cp	-4,35	-4,12	-2,97	-4,35	-3,1	-2,58	-4,35	-3,1	-2,58
$open$	-3,37	-3,49	-2,63	-1,66	-1,93	-1,94	-1,66	-1,93	-1,93
y	-2,99	-4,61	-3,86	-2,81	-4,61	-2,79	-2,81	-4,61	-2,79
pr	-4,57	-3,71	-2,44	-4,57	-0,16	-2,15	-4,57	-0,15	-2,15
σpx_t	-14,61 ^a	-40,22 ^a	-5,98 ^a	-4,54	-5,20b	-5,31b	-4,54	-5,20b	-5,31b
σpr_t	-7,16 ^a	-6,80 ^a	-2,66	-7,16 ^a	-2,48	-2,66	-7,15 ^a	-2,48	-2,66
pw	-2,93	-3,47	-3,52	-1,44	-3,47	-2,96	-1,43	-3,46	-2,96
σpw_t	-4,09	-3,48	-3,5	-4,06	-3,3	-3,5	-4,06	-3,29	-3,5

Nota: O modelo 1 é para mudança no intercepto. O modelo 2 é para mudança no intercepto e na inclinação. O modelo 3 é um *outlier* aditivo com uma mudança na inclinação, onde a tendência é associada com o momento da quebra estrutural. O método UR minimiza a estatística t para testar se $\alpha = 1$. O método STUD minimiza a estatística t no parâmetro associado com a mudança no intercepto ou na inclinação. O método STUDABS fornece o valor absoluto máximo da estatística t no parâmetro associado com a mudança no intercepto ou na inclinação. T_b é momento da quebra. a rejeita H_0 a 1% e b a 5%.

Tabela A7 – Modelo de longo prazo

	Oferta					Demanda			
	1	2	3	4	5	1	2	3	4
px_t	-2,16	-2,279	-2,301	-1,92	-1,99	-1,4	-1,791	-1,357	-1,613
	-0,25	-0,29	-0,06	-0,25	-0,07	-0,353	-0,371	-0,19	-0,425
σpx_t	44,382	-	-	36,53	32,07	159,3	203,61	-	-
	-15,08			-19,33	-3,75	-20,049	-17,78		
pr_t	-0,781	-0,954	-0,819	-0,88	-0,922	-0,35	-0,157	0,094	-0,572
	-0,15	-0,18	-0,05	-0,12	-0,06	-0,14	-0,185	-0,191	-0,253
σpr_t	27,176	-4,438	-	-	-	8,141	25,37	21,1	-
	-15,98	-23,96				-15,64	-13,86	-11,7	
cf_t	0,187	0,246	0,258	0,193	0,207	-	-	-	-
	-0,03	-0,04	-0,03	-0,04	-0,02				
cp_t	0,513	0,736	0,622	0,651	0,75	-	-	-	-
	-0,34	-0,42	-0,01	-0,26	-0,14				
$open_t$	0,76	0,889	0,871	0,855	0,884	-	-	-	-
	-0,05	-0,07	-0,03	-0,04	-0,02				
u_t	0,598	-0,611	-	0,391	-	-	-	-	-
	-0,83	-0,82		-0,82					
y_t	1,043	1,004	0,872	1,124	1,135	2,99	3,386	1,833	2,331
	-0,1	-0,12	-0,02	-0,07	-0,04	-0,218	-0,198	-0,13	-0,137
pw_t	-	-	-	-	-	-2,466	-2,593	0,433	-1,355
						-0,69	-0,492	-0,391	-0,491
σpw_t	-	-	-	-	-	-234,92	-	-	-
						-186,92			
c	1,945	7,335	5,739	0,604	2,07	1,88	-0,044	-5,53	3,981
	-3,39	-3,56	-0,01	-4,42	-0,86	-1,4	-2,932	-2,51	-4,401
GARCH									
c	0,002	0,003	0,001	0,0017	0,001	0,001	0,005	0,001	0,001
	-0,001	-0,002	-0,0007	-0,0008	-0,0007	-0,003	-0,004	-0,001	-0,001
ε_{t-1}^2	1,363	0,901	1,299	1,74	1,892	0,541	1,096	0,852	0,683
	-0,59	-0,52	-0,44	-0,66	-0,55	-0,33	-0,474	-0,287	-0,26
h_{t-1}	-0,068	0,116	0,106	-0,046	-0,055	0,502	0,006	0,335	0,405
	-0,04	-0,24	-0,09	-0,004	-0,03	-0,172	-0,267	-0,093	-0,12
Akaike	-1,315	-1,137	-1,206	-1,36	-1,485	-0,503	-0,635	-0,303	-0,17
Schwarz	-0,858	-0,714	-0,857	-0,94	-1,098	-0,112	-0,28	0,013	0,109
Erro de Previsão									
RMSE	0,14	0,14	0,146	0,145	0,148	0,199	0,209	0,276	0,266
MAE	0,102	0,104	0,11	0,102	0,104	0,15	0,148	0,189	0,194
MAPE	2,375	2,424	2,533	2,394	2,443	3,638	3,446	4,65	4,74

Nota: RMSE é a Raiz do Erro Quadrado Médio, MAE é o Erro Absoluto Médio e MAPE é o Erro Percentual Absoluto Médio.

Tabela A8 – Teste de Cointegração Johansen (1988)

H_0	Oferta			Demanda		
	Autovalor	λ	traço λ max	Autovalor	λ	traço λ max
$r = 0$	0,626	155,9*	56,18*	0,504	100,04*	39,96*
$r \leq 1$	0,476	99,76*	36,9	0,389	60,08	28,15
$r \leq 2$	0,322	62,85	22,15	0,275	31,92	18,34
$r \leq 3$	0,271	40,7	18,06	0,13	13,58	7,94
$r \leq 4$	0,217	22,63	13,98	0,094	5,64	5,64
$r \leq 5$	0,14	8,66	8,65	-	-	-
$r \leq 6$	0,00005	0,003	0,003	-	-	-

Nota: Hipótese do teste na oferta: constante e sem tendência, demanda: constante e tendência. * significativa a 5%.

Tabela A9 – Mudança de Regime no Vetor de Co-integração – Gregory e Hansen (1996)

	Equação de oferta			Equação de demanda		
	$Z_t^*(\tau)$ Ponto de Valor crítico		quebra a 5%	$Z_t^*(\tau)$ Ponto de Valor crítico		quebra a 5%
<i>C</i>	-4,23	2000:04	-5,40	-4,87	2003:04	-5,56
<i>C/T</i>	-4,41	1998:03	-5,31	-4,10	1994:03	-5,83
<i>C/S</i>	-4,57	2000:02	-6,21	-5,61	2001:04	-6,41

Nota: O teste *C* considera um intercepto e uma *dummy* para mudança de nível. O teste *C/T* considera um intercepto e uma tendência, com uma *dummy* de mudança no nível. E, o teste *C/S* não inclui tendência, mas uma *dummy* para o intercepto e a inclinação. $Z_t^*(\tau)$ é o resultado estatístico para o teste de Gregory e Hansen (1996). * a 1% o valor crítico é -6,05. ** a 1% o valor crítico foi de -6,36. *** a 1% o valor crítico foi de -6,92.

Tabela A10 – Teste de Quebra Estrutural nos resíduos – Bai et al(2003)

	$SupF_\tau(1)$	$SupF_\tau(2)$	$SupF_\tau(3)$	UD_{\max}	WD_{\max}	$SupF_\tau(2/1)$	$SupF_\tau(3/2)$	Sequencial	LWZ	BIC
Oferta	1,98	5,40	3,79	5,40	6,05	5,84	1,19	0	0	0
Demanda	1,23	6,57	6,67	6,67	9,61	5,44	5,07	0	0	0

Tabela A11 – Modelo de longo prazo – Filtro de Kalman

	Oferta					Demanda			
	1	2	3	4	5	1	2	3	4
μ_t	-7,56	-7,89	3,7	-7,56	3,3	7,93	8,45	10,95	12,04
	-5,96	-5,92	-4,35	-5,89	-4,35	-6,04	-6,01	-6,15	-5,99
px_t	-1	-1,02	-1,159	-1	-1,13	-1,89	-2,005	-2,16	-2,13
	-0,3	-0,29	-0,28	-0,27	-0,28	-0,44	-0,42	-0,43	-0,43
σpx_t	10			10,07	16,74	68,06	49,55		
	-13,56			-13,24	-13,67	-29,24	-21,38		
pr_t	-0,494	-0,509	-0,54	-0,49	-0,515	0,05	0,059	-0,003	-0,157
	-0,168	-0,165	-0,17	-0,16	-0,172	-0,31	-0,31	-0,32	-0,269
σpr_t	0,626	3,36				11,13	12,17	11,75	
	-22,09	-21,68				-13,67	-13,61	-14,16	
cf_t	0,1	0,093	0,148	0,1	0,155				
	-0,09	-0,095	-0,097	-0,09	-0,097				
cp_t	0,03	0,043	0,113	0,035	0,071				
	-0,399	-0,396	-0,406	-0,38	-0,405				
$open_t$	0,747	0,761	0,719	0,748	0,7				
	-0,072	-0,071	-0,071	-0,071	-0,07				
u_t	2,56	2,738		2,56					
	-1,028	-0,997		-0,99					
y_t	0,673	0,629	0,747	0,674	0,804	2,86	2,75	2,39	2,41
	-0,413	-0,407	-0,425	-0,407	-0,425	-0,97	-0,96	-0,99	-1,34
pw_t						-3,48	-3,31	-2,99	-3,12
						-1,32	-1,31	-1,35	-1,34
σpw_t						-152,7			
						-164,2			
Estatísticas de comparação									
$p.e.v.$	0,006	0,006	0,007	0,006	0,007	0,017	0,018	0,020	0,020
AIC	-4,749	-4,772	-4,698	-4,783	-4,693	-3,755	-3,773	-3,708	-3,729
BIC	-4,400	-4,458	-4,454	-4,469	-4,414	-3,474	-3,526	-3,497	-3,553

Nota: $p.e.v.$ é a variância do erro de previsão.

AIC é o critério de comparação de Akaike,

BIC é o critério de comparação de Schwartz.