

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

## Resumo

O presente artigo estima as equações de oferta e de demanda por exportações de automóveis brasileiros, entre 1992Q1 e 2006Q4, a partir do mecanismo de correção de erro. Pelos resultados do modelo, aumentos no preço de exportação estimulam uma maior oferta porém, maior abertura comercial provoca estímulos negativos. O valor líquido da elasticidade renda-oferta é pouco perceptível no curto prazo, e pode estar sendo influenciado pela pouca presença histórica do setor no mercado mundial. O ajustamento da quantidade exportada a desequilíbrios no longo prazo é baixo, ocorrendo uma correção em torno de 11% em cada trimestre. Os resultados das estimativas da curva de demanda indicam que o Brasil, é uma economia pequena. A elasticidade positiva do *quantum* exportado pode estar captando a boa aceitação do consumidor estrangeiro a lançamentos da indústria automobilística do Brasil. A elasticidade preço-demanda é positiva, mas com sinal decrescente ao longo dos trimestres. Por fim, a elasticidade renda-demanda tem resultado líquido positivo. A velocidade de correção dos desequilíbrios é relativamente rápida, ocorrendo em torno de 48% a cada trimestre.

Palavras-chave: Co-integração. Mecanismo de Correção de Erros. Equação de oferta e de demanda

JEL classification: C22, F14.

## Abstract

This paper estimates supply and demand equations for automobile exports between 1992Q1 and 2006Q4 by using the error correction model. According to the results observed, several increases in the export prices stimulates greater supply but, however, more open trade leads to worse results. There is no significant adjustment on the quantity exported to imbalances on long term; about 11% of the shocks are corrected every quarter. The results indicate Brazil as a small economy. Even, we can see a good acceptance of the foreign consumer on new products of the brazilian's automobile industry. The price-demand elasticity is positive, but with decreasing signal along the quarters. Finally, the income-demand shows positive liquid impact. The speed of correction of imbalances is relatively fast, around 48% every year.

Key-words: Co-integration. Error correction models. Supply and demand functions.

## 1 Introdução

As transformações econômicas ocorridas no Brasil ao longo das duas últimas décadas resultaram em sucessivos choques sobre diversos setores produtivos. Do processo de estabilização de preços, com conseqüente impacto sobre o comportamento da demanda interna, até a formatação de um sistema financeiro e de capitais mais consolidado, a indústria nacional teve que se adaptar a diferentes cenários macroeconômicos<sup>1</sup>.

Um fator importante nesse processo foi a abertura comercial do início da década de 1990, e que pode ser analisado a partir de duas fases. A primeira é caracterizada pela eliminação das barreiras tarifárias que protegiam a indústria nacional até 1990. Nesse momento, foram abolidos controles administrativos sobre as importações e principalmente, iniciou-se a redução do imposto de importação, medidas essas que atingiram em especial a indústria automobilística (Carvalho et al, 2000 e Portugal, 1994).

A segunda fase começou em fevereiro de 1991, com um programa de redução

---

<sup>1</sup> Para uma discussão sobre as transformações estruturais ocorridas na indústria nacional ver Belluzzo et al (2002) e Cavalcanti et al (1998).

tarifária, e que deveria ser implementado em quatro partes até 31 de dezembro de 1994. Todavia, em fevereiro de 1992, esse cronograma foi alterado e as datas previstas antecipadas. Em setembro de 1994, passa a vigorar a Tarifa Externa Comum (TEC) do MERCOSUL. Embora na política industrial proposta previa-se uma redução da tarifa de importação, os cortes efetuados foram feitos paulatinamente até março de 1995, e a seguir interrompidos. A partir de então, iniciou-se um movimento de majoração das alíquotas até 1997. De qualquer forma, o processo de abertura comercial brasileira não teria volta, e seus impactos foram sentidos no setor automobilístico, não somente em termos de gestão, mas também, em termos qualitativos dos produtos e dos processos<sup>2</sup>.

Nesse cenário, os preços setoriais tiveram uma tendência de redução que se estendeu até março de 1995. Porém, com a mudança da política de abertura comercial, que colocou o imposto de importação no patamar de 70%, essa tendência foi revertida. Complementando esse cenário, a implementação do regime automotivo no Brasil, no final de 1995, pode ser citado como outro fator importante para a elevação dos preços domésticos (Carvalho et al, 2000).

A estabilidade de preços, no ambiente macroeconômico do início do Plano Real, conjugado com o ganho de renda, impulsionou o consumo das famílias. Para evitar uma pressão de demanda no mercado interno, 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. De qualquer forma, a produção e as vendas de veículos no mercado interno bateram recorde em 1997 (Belluzzo et al, 2002).

No cenário externo, as sucessivas crises ocorridas entre 1997 e 2001 tiveram impactos significativos nos países emergentes. As ações políticas que se seguiram no Brasil para fazer frente a um ambiente mais conturbado, produziram oscilações na produção, 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 (Giambiagi et al, 2004). Ressalta-se que esse cenário se estendeu pelos cinco anos seguintes.

Como pôde ser visto, a política industrial e o processo de abertura da economia brasileira apresentaram diversos fatores que podem ter produzido mudanças importantes na composição da produção setorial – seja com foco na capacidade de ofertar ou então na dinâmica da demanda externa. Com o intuito de investigar como que esses elementos se interrelacionam nesse ambiente, o presente artigo tem como principal objetivo analisar o comportamento da oferta e da demanda por exportações do setor automobilístico brasileiro. 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 essas mudanças estruturais.

A natureza singular deste estudo refere-se, em primeiro lugar, às peculiaridades do período em questão, o qual está sendo analisado, e que mesclou cenários de grande instabilidade, tanto em termos políticos como econômicos. Embora exista um grande número de estudos na área, o caráter específico desse trabalho reside na verificação de quais fatores foram determinantes para a existência de diferentes elasticidades das variáveis que compõem a oferta e a demanda por exportações brasileiras de automóveis.

Além dessa seção, esse artigo está dividido em mais três seções. Na Seção dois é apresentada uma breve revisão da bibliografia aplicada na área, juntamente com o modelo econométrico proposto. Na Seção três são apresentados e discutidos os principais

---

<sup>2</sup> Para uma discussão sobre o processo de abertura comercial no setor automotivo, ver De Negri (1998).

resultados estatísticos obtidos. 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 de demanda por exportações, utiliza-se de diversas hipóteses simplificadoras nos modelos propostos. De acordo com Cavalcanti et al (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 do mercado externo. 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. Por fim, a hipótese 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.

Até o final da década de 70, de acordo com Barros et al (2002), os trabalhos econométricos que estudavam as exportações brasileiras, pressupunham um país pequeno, em termos internacionais. Todavia, as transformações por que passou a economia, como a reestruturação positiva da indústria nacional, leva a observação de que preços e quantidades são determinados simultaneamente. Portanto, os modelos derivados para essa análise devem ser de forma estrutural ou então, reduzidos.

A proposta de Goldstein et al(1978), tem implícita a idéia de homogeneidade dos preços, onde variações tanto no preço de exportação, como as variações no preço dos produtos concorrentes geram efeitos na mesma magnitude. Além disso, supõe-se a idéia de ajustamento parcial, ocorrendo desequilíbrios momentâneos e que logo são assimilados pelo mercado. A premissa é a de que o preço de exportação proporciona um ganho maior ao produtor, o que faz com que a oferta aumente ao longo do tempo. A introdução da utilização da capacidade instalada na função de demanda por exportações, proposta por Zini(1988), foi um elemento importante na literatura da área. Em especial porque os modelos que contemplassem essa variável poderiam captar o comportamento dos ciclos de negócios dentro do sistema econômico, identificando quando e em que magnitude, ocorreria a substituição entre venda no mercado interno ou externo.

Para Cavalcanti et al(1998), a lista de variáveis condicionantes em termos de demanda de exportações não é muito longa, devendo ter uma variável que retrate o nível de renda externa, uma variável de preço relativo, que se relaciona aos produtos exportados e seus respectivos substitutos em termos externos. Já para a função de oferta de exportação o número de variáveis a considerar aumenta. Além do PIB potencial, que revela uma tendência dentro do sistema, podem ser utilizados índices de produtividade setoriais, para captar a capacidade produtiva setorial e a rentabilidade (real) da atividade exportadora. Ressalta-se que esta pode ser inferida como sendo a diferença entre as receitas e as despesas geradas pelos produtos de exportação, ou à remuneração das exportações, relativa aos fatores de produção domésticos.

Ao estudar as exportações de calçados brasileiros para o período 1985 a 2003 Morais et al (2006), com um modelo de ajustamento parcial, estimaram uma curva de oferta onde o quantum exportado derivaria do preço de exportação, da produção potencial e do nível de utilização da capacidade instalada para o setor. Por outro lado, o quantum demandado pelas exportações é função do preço do produto medido em moeda estrangeira, da renda externa e de uma variável de ajuste para os choque exógenos. Assim, observa-se que, foi incorporada ao estudo a idéia de Zini(1988) para identificar o comportamento cíclico da produção. As estimativas indicaram a existência do “efeito J” na oferta de exportações.

De Negri(1998) estima a elasticidade preço e renda para a demanda de automóveis no mercado brasileiro, a partir de três modelos estruturais. No primeiro, a quantidade de carros vendida é uma função dos preços, da renda dos consumidores e das condições de financiamento. Na segunda abordagem, são inseridos os preços internos e dos importados. E, por fim, uma terceira proposta contempla indicadores de qualidade dos veículos ofertados. Dessa forma, a quantidade foi relacionada com o preço e as características de desempenho de diferentes modelos de carros. Diversos outros trabalhos também foram feitos para dados da economia brasileira, ver Braga et al(1987), Castro et al(1998), Ferreira(1993) e Kannebley(2000), relacionados à demanda por exportações e, para as importações, Portugal(1992) e Resende(1997).

Em trabalho mais recente, Ribeiro(2006) usa dados de exportações e importações brasileiras entre 1999 e 2005, tanto para o total quanto para manufaturados, semi-manufaturados e básicos, e a metodologia de Mecanismo de Correção de Erros para encontrar impacto das elasticidades preço e renda da demanda por exportações. Além disso, o autor também encontrou que a oferta sofre a influência do câmbio, do grau de abertura comercial, dos preços de exportações e, em menor medida, dos custos financeiros. Por outro lado, a absorção doméstica e a taxa de câmbio foram determinantes para explicar os movimentos das importações.

Uma outra discussão sobre modelagens, de curva de oferta e demanda, recai sobre a metodologia de estimação. No caso das exportações, a literatura de econometria propõe o uso de formas separadas ou então um modelo de equações simultâneas. No presente estudo, as equações serão estimadas separadamente, através do Método da Máxima Verossimilhança. As séries utilizadas foram trimestralizadas, e vão do primeiro trimestre de 1992 ao quarto trimestre de 2006, 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. Além disso, os resultados encontrados em outros estudos, como Ribeiro(2006) e Moraes et al(2006), apontam defasagem de três meses para as variáveis da curva de demanda e de oferta.

## 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<sup>3</sup>. 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<sup>4</sup>;  $pr_t$  são os preços inter-setoriais, medido pela taxa de câmbio real;  $cp_t$  são os custos de produção<sup>5</sup>;  $cf_t$  são os custos financeiros, dados pela LIBOR de seis meses, tal como utiliza-

<sup>3</sup> Além disso, 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.

<sup>4</sup> De acordo com Ribeiro (2006), essa série pode ser utilizada para representar os preços intra-setoriais, caracterizando uma relação entre produtos substitutos.

<sup>5</sup> Como *proxy* para esta série foi utilizado o salário médio na indústria nacional.

do<sup>6</sup> por Ribeiro (2006);  $u_t$  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 aborção mundial<sup>7</sup>.

A última variável a ser considerada é a medida de volatilidade dos preços, dada por  $\sigma pr_t$ , aplicada às três variáveis de preços usadas  $\sigma p_t = (\sigma px_t, \sigma pw_t, \sigma pr_t)$  a partir de um modelo GARCH (1,1). Como salientado em Ribeiro(2006), a volatilidade dos preços, quando feita para a taxa de câmbio, irá revelar a preferência do exportador às transações ou não com uma moeda forte<sup>8</sup>.

De acordo com o proposto na literatura, a expectativa é que preço de exportação  $px_t$ , tenha sinal positivo; ou seja, quanto maior o preço de exportação do automóvel maior deve ser a oferta do produto. Para o parâmetro  $\alpha_6$ , 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 no mercado interno.

Também espera-se que os custos de produção  $cp_t$  tenham uma relação inversa com  $qx_t$ , ou seja, quanto maior forem os custos produtivos do bem no mercado interno, menor tende a ser sua oferta, sinal também esperado para os custos financeiros. Para o câmbio real  $pr_t$ , como já apresentado por Morais et al (2006) e Ribeiro (2006), a expectativa é que a relação seja direta. Em  $\alpha_7$ , que representa o coeficiente de abertura da economia  $open_t$ , espera-se que ao reduzir custos de entrada no mercado internacional, ocorra um aumento da oferta de exportações. A mesma relação espera-se para a variável  $y_t$ . Finalmente, a volatilidade de preços  $\sigma pr_t$  capta a incerteza em relação às transações comerciais via movimentos de preços. De acordo com Ribeiro (2006), a volatilidade do câmbio deveria ter sinal positivo, incentivando exportações que geram divisas em moeda estrangeira. Mas não se deve esquecer que o sinal também pode ser 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<sup>9</sup>. A mesma, no formato log-linear, pode ser descrita por 2.2:

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

na qual, além das variáveis já apresentadas na equação de oferta, inclui-se a variável

<sup>6</sup> Esta variável foi acrescentada ao modelo porque 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.

<sup>7</sup> Segundo Ribeiro (2006), para manter a comparação, foi utilizado  $yt = (X + M) / 2$  para construir uma série trimestral da corrente de comércio brasileira, com valores constantes (número índice).

<sup>8</sup> Os valores reais foram obtidos por meio de deflacionamento pelo Índice de Preços ao Consumidor dos Estados Unidos, para os valores internacionais e pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor do IBGE, para os preços domésticos.

<sup>9</sup> 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).

$pw_t$  que corresponde ao preço do concorrente no mercado internacional.

Para a variável preço de exportação  $px_t$ , ao contrário do modelo de oferta, a expectativa é que exista uma relação inversa com  $qx_t$ . Por outro lado, para o câmbio real  $pr_t$ , espera-se uma relação direta. No caso da volatilidade de preços  $\sigma pr_t$ , espera-se que essa se relacione de forma inversa à demanda, ou seja, uma maior volatilidade dos preços de exportação deverá reduzir as quantidades demandadas. Por fim, a absorção mundial  $y_t$ , de maneira semelhante ao modelo de oferta, impactará positivamente o quantum exportado.

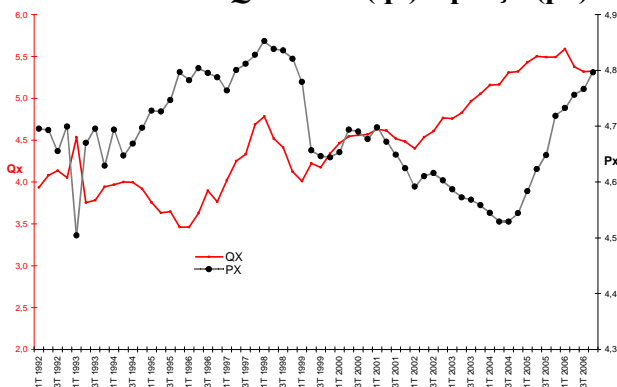
### 3. Resultados Estatísticos

Essa seção divide-se em duas partes. Na primeira, são apresentados os resultados da equação de oferta e, na segunda, de demanda.

#### 3.1 Equação de Oferta de Exportações

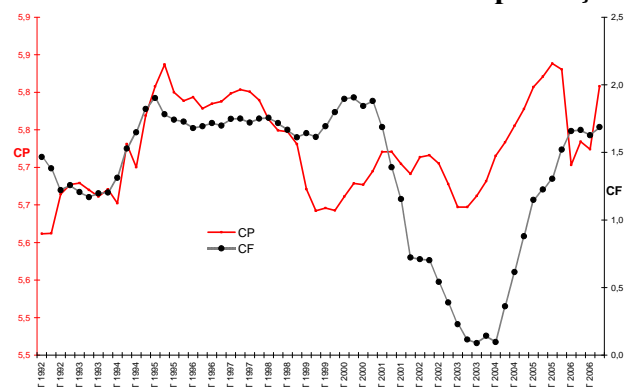
Os dados utilizados são trimestrais e dessazonalizados pelo método X-12, compreendendo o período de 1992 a 2006, em um total de 60 observações<sup>10</sup>. O comportamento das séries utilizadas podem ser observados no conjunto de gráficos 3.1, 3.2 e 3.3.

Gráfico 3.1 – Quantum (qx) e preço (px)



Fonte de dados brutos: Funcex

Gráfico 3.2 – Custo financeiro e de produção



Fonte de dados brutos: Ipeadata

Apesar da análise gráfica sinalizar a existência de não-estacionariedade nos dados e possíveis pontos de quebra, é necessário fazer a correta investigação desses pontos a partir dos vários testes de raiz unitária propostos na literatura. Em especial, são utilizados os testes ADF, NG Perron além do teste de Perron(1997). Mesmo que os dados trimestrais sejam dessazonalizados, isso não elimina a possibilidade de uma raiz unitária na frequência sazonal. Assim, são aplicados os testes propostos em Hylleberg et al (1990). De acordo com os resultados, de todas as séries propostas no modelo inicial, apenas três variáveis não acusaram a presença de raiz unitária<sup>11</sup>, ou seja,  $(\sigma px_t, cp_t, u_t) \sim I(0)$ , (ver item 6.2 do Anexo Estatístico).

A comparação de diversos modelos que pudessem representar a relação de longo prazo entre as variáveis (ver tabela 6.7 no Anexo Estatístico), permitiu a seleção da

<sup>10</sup> Foram utilizados os pacotes estatísticos eviews 5.0, RATS 6.0 e GAUSS 3.2.

<sup>11</sup> Além da questão da regressão espúria em dados que apresentam raiz unitária, a existência de raiz unitária na frequência sazonal contribui para a ocorrência de uma cointegração no ciclo sazonal, sendo necessária a correta identificação desse ponto. Para  $\sigma px_t$  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 et al(2006) também encontrou que  $u_t \sim I(0)$  para dados do setor de calçados.

formulação 3.1, no formato GARCH(1,1), com as variáveis em log, e é possível ver que todos os coeficientes da equação da média são significativos<sup>12</sup>:

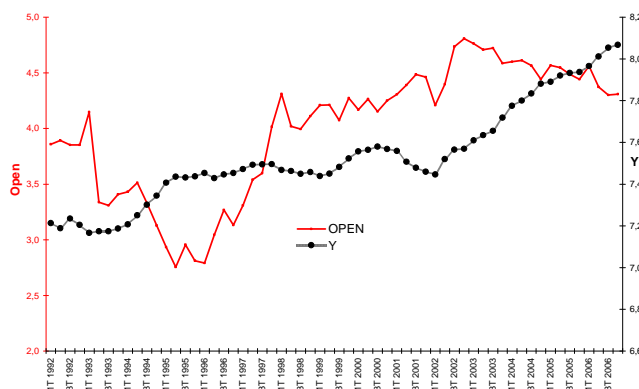
$$qx_t^o = 5,73 - 2,30 px_t - 0,81 pr_t + 0,25 cf_t + 0,62 cp_t + 0,87 open_t + 0,87 y_t + \varepsilon_t$$

$(0,01) \quad (0,06) \quad (0,05) \quad (0,03) \quad (0,01) \quad (0,03) \quad (0,02)$

$$h_{t-1} = 0,0001 + 1,29 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,10 h_{t-1} \quad (3.1)$$

$(0,0007) \quad (0,44) \quad (0,09)$

**Gráfico 3.3 – Grau de abertura (open) e renda externa (y)**



Fonte de dados brutos: Ipeadata

Todavia, os parâmetros do preço de exportação e do câmbio real, não apresentaram o sinal como esperado na literatura, indicando que estas variáveis podem estar sofrendo a influência exógena dos contratos de longo prazo. A análise das elasticidades dos custos, tanto o financeiro  $cf_t$  quanto o de produção  $cp_t$ , por sua vez, apresentou também um sinal contrário ao esperado. Além disso, a elasticidade de 0,25 para os custos financeiros e de 0,62 para os custos de produção, revelam um impacto importante dos custos sobre a oferta. Em relação ao grau de abertura da economia e ao crescimento do PIB mundial, que podem ser consideradas como exógenas ao modelo, os parâmetros estimados correspondem ao previsto na literatura.

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 a idéia de relação de longo prazo entre as variáveis consideradas. Além disso, como indicado pelos testes de raiz unitária, 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 um vetor<sup>13</sup> de co-integração (ver item 6.8 do Anexo Estatístico).

Esse resultado sinaliza que pode ser construído um modelo mais completo, conhecido na literatura como Mecanismo de Correção de Erros (MEC), tal como proposto em Engle et al(1987), que preserva as informações das séries – tanto de curto, como de longo prazos. É importante lembrar que, 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, aplica-se o

<sup>12</sup> 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.

<sup>13</sup> O vetor de cointegração  $(1 \quad -11,7 \quad -3,55 \quad 1,52 \quad 4,86 \quad 0,42 \quad -2,27)$  foi normalizado para a variável quantidade ofertada.

$(2,10) \quad (0,86) \quad (0,22) \quad (2,11) \quad (0,29) \quad (0,65)$

teste proposto em Gregory et al(1996), que permite que o vetor de cointegração apresente uma mudança estrutural em uma data desconhecida. Os resultados apontados no anexo estatístico, não indicam a existência de vetor de cointegração na equação de oferta, com mudança de regime.

Dessa forma, embasado nos resultados encontrados pelo teste de Johansen(1988), são estimadas diversas equações de equilíbrio a partir do mecanismo de correção de erros, e a melhor é a apresentada na equação 3.2.

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

(0,01) (0,02) (0,18) (0,46) (0,18) (0,14) (0,73) (0,75)

Ao contrário da equação de longo prazo, diversos sinais tiveram os resultados como esperado. A elasticidade preço-oferta de exportação de 0,77 aponta que, além do coeficiente ser elevado, o sinal é como previsto, com aumentos de preço no trimestre anterior estimulando 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<sup>14</sup>. 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.

Em relação à absorção mundial, uma *proxy* da renda, salienta-se que esta apresenta um movimento contráditorio – a oferta tende a ser positivamente afetada num período de seis meses, enquanto em nove meses o efeito é o contrário. Ao final, o resultado líquido apresenta um comportamento pouco perceptível no curto prazo. Ressalta-se que esse resultado pode estar sendo influenciado pela pouca presença histórica da indústria brasileira no mercado de consumo mundial de automóveis. De acordo com as estimativas, o coeficiente de correção de desequilíbrios do modelo, é estatisticamente significativo, mas com valor pequeno (-0,11). Assim, a velocidade de ajuste do modelo 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. A tabela 3.1 apresenta um comparativo do coeficiente de correção de erros com outros artigos.

Tabela 3.1 – Valores encontrados para a velocidade de ajuste no modelo de oferta

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

Por fim, o teste de Bai et al(2003), para identificar a presença de quebra estrutural em uma série de dados, foi feito para os resíduos da equação 3.2. Os resultados, colocados no anexo 6.11, indicam a ausência de mudança de regime nos dados.

### 3.2 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 a 2006, e estão apresentados no gráfico 3.4.

Pelos testes de estacionariedade, todas as séries propostas no modelo inicial acu-

<sup>14</sup> 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.



saram a existência de raiz unitária (ver item 6.2 do Anexo Estatístico). Também foram feitos testes de raiz unitária sazonal e na presença de quebra estrutural, como o proposto por Perron(1997), e seus resultados apontam para a não estacionariedade das séries. Após testar vários modelos que representassem a relação de longo prazo entre as variáveis (ver Anexo Estatístico), chegou-se à equação 3.3, que apresenta o melhor resultado:

$$qx_t^d = 14,67 - 2,78 px_t - 1,00 pw_t - 0,46 pr_t + 146,06 \sigma pr_t + 1,27 y_t + \zeta_t$$

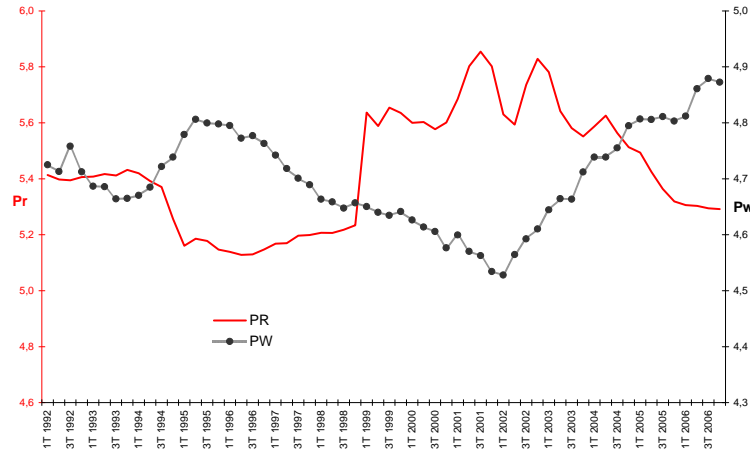
$(4,74) \quad (0,47) \quad (0,60) \quad (0,19) \quad (38,40) \quad (0,34)$

$$h_{t-1} = 0,01 - 0,09 \varepsilon_{t-1}^2 + 1,02 h_{t-1}$$

$(0,0008) \quad (0,003) \quad (0,02)$

(3.3)

**Gráfico 3.4 – Câmbio real ( $pr$ ) e preço no mercado internacional ( $pw$ )**



Todos os coeficientes em 3.3 são significativos porém alguns não possuem os sinais conforme esperado. Nesse caso, destaque para a elasticidade preço-demanda do concorrente no mercado internacional  $pw_t$ , do câmbio real  $pr_t$  e também da volatilidade dos preços,  $\sigma pr_t$ . Já a elasticidade preço-demanda,  $px_t$ , que possui sinal como esperado, indica que aumentos de preços tem como resultado esperado uma redução na demanda por exportações de automóveis brasileiros. Em relação à elasticidade renda-demanda mundial  $y_t$ , que pode ser considerada como variáveis exógena ao modelo, os impactos são diretos. Portanto, quanto maior for a renda mundial, maior deve ser a demanda esperada no longo prazo.

Após chegar à relação de longo prazo, estimou-se, da mesma forma que na oferta, um modelo para representar também as relações de curto prazo. O teste de Johansen(1988), aplicado às variáveis I(1), identifica a existência de apenas um vetor<sup>15</sup> de cointegração (ver item 6.9 do Anexo Estatístico), sendo possível construir uma representação como a proposta por Engle et al(1987). Por outro lado, o teste de Gregory et al(1996), que considera como hipótese alternativa um vetor de cointegração com mudança de regime, indica a não rejeição da hipótese nula. Seguindo os resultados apontados por Johansen(1988), foi estimado um mecanismo de correção de erros, como mostrado na equação 3.4:

$$\Delta q_t^d = 0,002 - 0,48 \varepsilon_{t-1} + 0,24 \Delta q_{t-3}^d + 3,09 \Delta px_{t-1} + 2,11 \Delta px_{t-2} + 1,76 \Delta px_{t-3} + 1,77 \Delta pr_{t-1} + 1,23 \Delta pr_{t-2} + 0,89 \Delta pr_{t-3} + 0,86 \Delta pr_{t-4} + 1,67 \Delta y_{t-1} - 1,15 \Delta y_{t-3}$$

$(0,01) \quad (0,07) \quad (0,11) \quad (0,48) \quad (0,50) \quad (0,50) \quad (0,27) \quad (0,27) \quad (0,24) \quad (0,24) \quad (0,70) \quad (0,68)$

(3.4)

Em 3.4, ao contrário do verificado no modelo de longo prazo 3.3, o comportamento dos sinais, para algumas variáveis, foi diferente do esperado. A elasticidade auto-

<sup>15</sup> Esse vetor de cointegração é dado por:  $(1 \quad 10,23 \quad 7,87 \quad 4,65 \quad -369 \quad -0,86)$ , normalizado para a quantidade demandada.

$(1,51) \quad (1,89) \quad (1,00) \quad (100) \quad (1,00)$

regressiva do quantum exportado apresenta variação positiva percebendo-se alterações com defasagens de três períodos. Ou seja, maiores exportações no período imediatamente anterior produzem impactos sobre a quantidade demandada presente<sup>16</sup>. Por outro lado, a elasticidade-preço da 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.

O câmbio real  $pr_t$  também apresentou sinal diferente do esperado e comportamento similar ao preço de exportação. Entretanto, a variação tende a ser menor ao longo do tempo, demonstrando que o mercado para automóveis tende a absorver a variação cambial no prazo de um ano. Já a elasticidade-renda da demanda sinaliza que um aumento da renda no trimestre anterior tende a estimular a demanda mais do que proporcionalmente. Porém, as variações ocorridas a três trimestres impactam a demanda de forma negativa. Mesmo assim, o resultado líquido é positivo e preserva um impacto significativo de variações da renda na demanda por exportações de automóveis. Como indicado na equação 3.3, essa elasticidade, no longo prazo, mantém-se positiva.

Por fim, o coeficiente de ajuste do modelo a desequilíbrios no longo prazo indica um rápido ajuste da demanda, com correções de 48% a cada período – resultado condizente com o encontrado em outros estudos, conforme pode ser observado na tabela 3.2.

Tabela 3.2 – Valores para a velocidade de ajuste no modelo de demanda

Artigo	Coeficiente	Observações
Morais et al (2006)	-0,38	Dados do setor de calçados
Ribeiro (2006)*		Dados do Brasil
Total	-0,83	
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.

Da mesma forma que para a equação de oferta, foi feito o teste de Bai et al(2003) sobre os resíduos da equação de demanda 3.4. Os resultados, apontados no anexo estatístico 6.11, indicam que os mesmos não possuem mudança de regime.

#### 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 et al(1987).

Para a equação de oferta no longo prazo, observou-se a importância dos impactos de uma variação do índice de volatilidade com uma alta elasticidade. Vale destacar que os veículos, por serem bens duráveis, têm sua oferta relacionada ao preço real de exportação, ao preço real do concorrente externo e a variações do câmbio real. Nesse contexto, tem-se a construção do índice de volatilidade como a variável indutora da o-

<sup>16</sup> 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, está refletindo a boa aceitação do consumidor estrangeiro ao produto nacional.

ferta de exportações. No mecanismo de correção de erros, por outro lado, a variável deixa de ser significativa.

Pelos resultados do modelo, aumentos no preço de exportação estimulam uma maior oferta porém, maior abertura comercial provoca estímulos negativos. O valor líquido da elasticidade renda-oferta é pouco perceptível no curto prazo, e pode estar sendo influenciado pela pouca presença histórica do setor no mercado mundial. O ajustamento da quantidade exportada a desequilíbrios no longo prazo é baixo, ocorrendo uma correção em torno de 11% em cada trimestre.

Para a equação de demanda por exportações de longo prazo, os resultados sinalizam que o Brasil, em termos mundiais, é uma economia pequena no mercado de vendas de automóveis – dado o alto valor da elasticidade-preço da demanda. A elasticidade positiva do *quantum* exportado no mecanismo de correção de erros, ao final de nove meses, sobre a demanda presente, pode estar captando a boa aceitação do consumidor estrangeiro a lançamentos da indústria automobilística do Brasil. A elasticidade preço-demanda é positiva, mas com sinal decrescente ao longo dos trimestres e, como assinalado no modelo de longo prazo, podendo ter coeficiente negativo. Por fim, a elasticidade renda-demanda tem resultado líquido positivo. A velocidade de correção dos desequilíbrios é relativamente rápida, ocorrendo em torno de 48% a cada trimestre.

Como sugestão de pesquisa futura tem-se a investigação de um modelo que contemple a existência de uma relação de co-integração na presença de quebra estrutural, no formato MS-VEC e também a partir do uso de modelos de parâmetros variáveis. Além disso, outra possibilidade é o uso de equações simultâneas para encontrar as elasticidades.

## 5. Referências Bibliográficas

- BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 18, p.1-22, 2003
- BARROS, G. S. C., BACCHI, M. R. P., BURNQUIST, H. L. Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000). Brasília: IPEA, *Texto para Discussão n° 865*, 2002.
- BELLUZZO, L. G. & ALMEIDA, J. G. Depois da Queda. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2002, 403 p.
- BRAGA, H. C. & ROSSI, J. W. A dinâmica da balança comercial no Brasil, 1970-1984. *Revista Brasileira de Economia*, v. 41, n. 2, p. 237-248, 1987.
- CARVALHO, A. & DE NEGRI, J. A. Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977/1998). Rio de Janeiro: IPEA, *Texto para Discussão n° 698*, 2000.
- CASTRO, A. S. & CAVALCANTI, M. A. F. H. Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 28, n. 2, p. 1-68, 1998.
- CAVALCANTI, M. A. F. H. & RIBEIRO, F. J. As exportações brasileiras no período 1977/96: desempenho e determinantes, Rio de Janeiro: IPEA, *Texto para Discussão n°545*, 1998.
- DE NEGRI, J. A. Elasticidade-renda e Elasticidade-preço da demanda de Automóveis no Brasil., Rio de Janeiro: IPEA, *Texto para Discussão n°558*, 1998.
- ENGLE, R. F. & GRANGER, C. W. J. Cointegration and error-correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.
- FERREIRA, A. H. B. Testes de Granger-causalidade para a balança comercial brasileira

- ra. *Revista Brasileira de Economia*, v. 47, p. 83-95, 1993.
- GIAMBIAGI, F.; CASTRO, L.B.; HERMANN, J. *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2004)*, Ed. Campus, 2004.
- GOLDSTEIN, M; KHAN, M. The supply and demand for exports: a simultaneous approach. *The Review of Economics and Statistics*, v.60, p.257-268, 1978.
- GREGORY, A.W.; HANSEN, B.E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts, *Journal of Econometrics*, 70, pp. 99-126, 1996.
- HYLLEBERG, S., ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. & YOO, B. S. Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44, p. 215-238, 1990.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, n. 12, p. 231-254, 1988.
- KANNEBLEY JR., S. Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras (1984-1997), *Economia Aplicada*, v. 4, n. 3, p. 435-463, 2000.
- MORAIS, I. A. C. & BARBOSA, A. E. Equações de oferta e demanda por exportações do setor de calçados, 1985-2003, *Análise*, v.174, n. 1, p. 67-903, 2006.
- PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, v. 80, p. 355-385, 1997.
- PORTUGAL, M. S. Um modelo de correção de erros para a demanda por importações brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 22, n. 3, p. 501-540, 1992.
- \_\_\_\_\_. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 23, n. 2, p. 313-348, 1993.
- \_\_\_\_\_. As Políticas Brasileiras de Comércio Exterior, 1947-1988. *Revista Ensaios (FEE)*, Porto Alegre, RS, v. 15, n. 1, p. 234-252, 1994.
- RESENDE, M. F. C. Dinâmica das importações de bens de capital no Brasil: um estudo econométrico. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, n. 2, p. 219-238, 1997.
- RIBEIRO, L. S. L. Dois ensaios sobre a Balança Comercial Brasileira: 1999/2005, Dissertação de Mestrado, PUC-Rio, 2006.
- ZINI Jr. A. A. Funções de exportação e de importação para o Brasil, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, n.18, p. 615-662, 1988.

## 6. Anexo Estatístico

**Tabela 6.1 - Fonte dos Dados**

Séries Utilizadas		Fonte	Séries Utilizadas		Fonte
$qx_t$	Quantum Exportado de Automóveis	FUNCEX	$cp_t$	Custos de Produção	FUNCEX
$px_t$	Preço de Exportação	FUNCEX	$cf_t$	Custos Financeiros	FED - EUA
$pr_t$	Preço Inter-Setorial	FUNCEX	$u_t$	Utilização da Capacidade Instalada	FUNCEX
$pw_t$	Preço do Concorrente Externo	FUNCEX	$open_t$	Grau de Abertura da Economia Brasileira	FUNCEX
$\sigma_t$	Volatilidade dos Preços	Estimativas do autor	$y_t$	Absorção Mundial	FUNCEX

**Tabela 6.2 - Teste de Raiz unitária - Dickey-Fuller Aumentado (ADF)**

Nível	$\tau$	$\tau_\mu$	$\tau_\tau$	$\mathbf{I}(\cdot)$	Diferença	$\tau$	$\tau_\mu$	$\tau_\tau$	$\mathbf{I}(\cdot)$
$qx_t$	1,80	0,30	-4,31	I(1)	$\Delta qx_t$	-3,37*	-3,70*	-4,63*	I(0)
$px_t$	0,33	-1,43	-1,27	I(1)	$\Delta px_t$	-9,31*	-9,24*	-9,21*	I(0)

$\sigma px_t$	-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)	$\Delta pr_t$	-6,27*	-6,22*	-5,67*	I (0)
$\sigma pr_t$	1,50	-0,27	-1,54	I (1)	$\Delta \sigma pr_t$	-7,17***	-7,52***	-7,52***	I (0)
$cf_t$	-0,57	-2,38	-3,08	I (1)	$\Delta cf_t$	-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)	$\Delta y_t$	-1,24	-3,43*	-3,54**	I (0)
$cp_t$	0,67	-2,68***	-2,65***	I (0)	$\Delta cp_t$	-3,34*	-3,35*	-3,31**	I (0)
$u_t$	1,27	-2,89**	-4,30*	I (0)	$\Delta u_t$	-7,72*	-7,87*	-7,97*	I (0)
$pw_t$	0,59	-0,71	-0,68	I (1)	$\Delta pw_t$	-5,73*	-5,73*	-5,95*	I (0)

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

**Tabela 6.3 - Teste de Raiz unitária - NG-Perron  $\tau_\mu$**

Nível	MZa	MZt	MSB	MPT	Diferença	MZa	MZt	MSB	MPT
$qx_t$	-1,01	-0,43	0,42	13,28	$\Delta qx_t$	-11,48	-2,36	0,20	2,27
$px_t$	-6,94	-1,78	0,25	3,81	$\Delta px_t$	-30,07	-3,86	0,12	0,86
$\sigma px_t$	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	$\Delta pr_t$	-24,32	-3,48	0,14	1,00
$\sigma pr_t$	214,57	104,57	0,48	255,32	$\Delta \sigma pr_t$	-284,68	-375,84	0,13	0,90
$cf_t$	-5,50	-1,64***	0,29	4,50	$\Delta cf_t$	-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	$\Delta y_t$	-36,74	-4,27	0,11	0,69
$cp_t$	-5,09	-1,33	0,26	5,42	$\Delta cp_t$	-23,27	-3,22	0,13	1,68
$u_t$	0,11	0,08	0,74	35,12	$\Delta u_t$	-1,99	-0,93	0,46	11,64
$pw_t$	-2,48	-0,87	0,35	8,70	$\Delta pw_t$	-29,05	-3,80	0,13	0,86

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

**Tabela 6.4 - Teste de Raiz unitária - NG-Perron  $\tau_\tau$**

Nível	MZa	MZt	MSB	MPT	Diferença	MZa	MZt	MSB	MPT
$qx_t$	-13,24	-2,57	0,19	6,89	$\Delta qx_t$	-9,42	-2,17	0,23	9,67
$px_t$	-7,13	-1,77	0,24	12,93	$\Delta px_t$	-29,88	-3,85	0,12	3,08
$\sigma px_t$	-0,34	-0,25	0,74	109,60	$\Delta \sigma px_t$	-259,26	-360,04	0,13	351,49
$pr_t$	-4,39	-1,39	0,31	19,98	$\Delta pr_t$	-23,84	-3,45	0,14	3,82
$\sigma pr_t$	-739,70	-176,25	0,23	126,28	$\Delta \sigma pr_t$	-283,90	-376,06	0,13	325,09
$cf_t$	-5,96	-1,65	0,27	15,18	$\Delta cf_t$	-18,66	-3,05	0,16	4,90
$open_t$	-8,07	-1,99	0,24	11,32	$\Delta open_t$	-23,43	-3,42	0,14	3,89
$y_t$	-6,70	-1,65	0,24	13,71	$\Delta y_t$	-35,25	-4,18	0,11	2,63
$cp_t$	-10,15	-2,21	0,21	9,13	$\Delta cp_t$	-21,51	-3,10	0,14	5,26
$u_t$	-2,51	-1,05	0,42	33,85	$\Delta u_t$	-1,27	-0,78	0,61	68,93
$pw_t$	-2,27	0,86	0,37	31,16	$\Delta pw_t$	-28,14	-3,74	0,13	3,29

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

**Tabela 6.5 - Raiz Unitária Sazonal – Hylleberg et al(1990)**

	Aux. Reg.	$\pi_1$	$\pi_2$	$\pi_3 \cap \pi_4$		Aux. Reg.	$\pi_1$	$\pi_2$	$\pi_3 \cap \pi_4$
$qx$	-	1,91	-1,51	7,16	$px$	-	0,20	-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	-2,00	-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	-1,90	7,83
$u$	-	-1,66	-2,99	6,41	$cf$	-	-0,78	-2,53	7,33
	I	-1,39	-3,05	6,65		I	-1,50	-2,40	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
$cp$	-	0,01	-0,84	3,06	$open$	-	1,10	-1,23	6,97
	I	-1,74	-0,73	2,44		I	-1,42	-1,17	6,30
	I, SD	-1,65	-0,90	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
	-	1,61	-3,60	11,04		-	0,14	-1,95	6,47
	I	1,38	-3,67	10,63		I	-2,31	-1,80	5,09

<i>y</i>	<b>I, SD</b>	1,31	-3,52	9,71	<i>pr</i>	<b>I, SD</b>	-2,21	-2,08	4,73
	<b>I, Tr</b>	-0,78	-3,47	9,03		<b>I, Tr</b>	-1,99	-1,72	4,27
	<b>I, SD, Tr</b>	-0,75	-3,32	8,24		<b>I, SD, Tr</b>	-1,87	-1,99	3,98
<i>σpx<sub>t</sub></i>	-	-1,48	-1,68	4,13	<i>σpr<sub>t</sub></i>	-	1,14	-1,53	2,41
	<b>I</b>	-1,38	-1,67	4,05		<b>I</b>	-0,14	-1,51	2,34
	<b>I, SD</b>	-1,34	-2,24	5,20		<b>I, SD</b>	-0,06	-1,79	3,20
	<b>I, Tr</b>	-1,35	-1,59	3,79		<b>I, Tr</b>	-1,51	-1,41	2,02
	<b>I, SD, Tr</b>	-1,16	-2,14	4,78		<b>I, SD, Tr</b>	-1,33	-1,67	2,77
<i>pw</i>	-	0,14	-3,05	9,67	<i>σpw<sub>t</sub></i>	-	-0,41	-1,06	6,02
	<b>I</b>	-1,56	-2,92	8,30		<b>I</b>	-2,57	-0,95	5,37
	<b>I, SD</b>	-1,45	-2,81	7,86		<b>I, SD</b>	-2,48	-1,40	4,97
	<b>I, Tr</b>	-0,16	-3,12	8,11		<b>I, Tr</b>	-1,96	-0,94	5,17
	<b>I, SD, Tr</b>	-0,14	-2,99	7,49		<b>I, SD, Tr</b>	-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. alli(1990).

**Tabela 6.6 - 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
<i>qx</i>	-4,86	-5,29	-4,34	-4,43	-5,30	-4,09	-4,43	-5,29 <sup>b</sup>	-4,09
<i>px</i>	-2,95	-2,95	-2,56	-2,39	0,51	-2,23	-2,40	0,51	-2,23
<i>u</i>	-5,01 <sup>b</sup>	-5,37 <sup>b</sup>	-5,17 <sup>b</sup>	-4,64	-4,95 <sup>b</sup>	-4,85 <sup>b</sup>	-4,65	-4,95	-4,85 <sup>b</sup>
<i>cf</i>	-4,52	-3,86	-3,22	-4,52	-3,86	-2,30	-4,52	-3,86	-2,30
<i>cp</i>	-4,35	-4,12	-2,97	-4,35	-3,10	-2,58	-4,35	-3,10	-2,58
<i>open</i>	-3,37	-3,49	-2,63	-1,66	-1,93	-1,94	-1,66	-1,93	-1,93
<i>y</i>	-2,99	-4,61	-3,86	-2,81	-4,61	-2,79	-2,81	-4,61	-2,79
<i>pr</i>	-4,57	-3,71	-2,44	-4,57	-0,16	-2,15	-4,57	-0,15	-2,15
<i>σpx<sub>t</sub></i>	-14,61 <sup>a</sup>	-40,22 <sup>a</sup>	-5,98 <sup>a</sup>	-4,54	-5,20 <sup>b</sup>	-5,31 <sup>b</sup>	-4,54	-5,20 <sup>b</sup>	-5,31 <sup>b</sup>
<i>σpr<sub>t</sub></i>	-7,16 <sup>a</sup>	-6,80 <sup>a</sup>	-2,66	-7,16 <sup>a</sup>	-2,48	-2,66	-7,15 <sup>a</sup>	-2,48	-2,66
<i>pw</i>	-2,93	-3,47	-3,52	-1,44	-3,47	-2,96	-1,43	-3,46	-2,96
<i>σpw<sub>t</sub></i>	-4,09	-3,48	-3,50	-4,06	-3,30	-3,50	-4,06	-3,29	-3,50

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<sub>b</sub> é momento da quebra. a rejeita H<sub>0</sub> a 1% e b a 5%.

**Tabela 6.7 -Modelo de longo prazo**

	Oferta					Demanda			
	1	2	3	4	5	1	2	3	4
<i>px<sub>t</sub></i>	-2,160 (0,25)	-2,279 (0,29)	-2,301 (0,06)	-1,92 (0,25)	-1,99 (0,07)	-2,404 (0,393)	-2,451 (0,250)	-2,788 (0,479)	-
<i>σpx<sub>t</sub></i>	44,382 (15,08)	-	-	36,53 (19,33)	32,07 (3,75)	161,870 (20,049)	157,659 (26,165)	-	234,822 (16,136)
<i>pr<sub>t</sub></i>	-0,781 (0,15)	-0,954 (0,18)	-0,819 (0,05)	-0,88 (0,12)	-0,922 (0,06)	-0,570 (0,177)	-0,512 (0,066)	-0,468 (0,198)	0,306 (0,135)
<i>σpr<sub>t</sub></i>	27,176 (15,98)	-4,438 (23,96)	-	-	-	77,413 (20,928)	73,298 (20,780)	146,06 (38,40)	30,888 (27,943)
<i>cf<sub>t</sub></i>	0,187 (0,03)	0,246 (0,04)	0,258 (0,03)	0,193 (0,04)	0,207 (0,02)	-	-	-	-
<i>cp<sub>t</sub></i>	0,513 (0,34)	0,736 (0,42)	0,622 (0,01)	0,651 (0,26)	0,750 (0,14)	-	-	-	-
<i>open<sub>t</sub></i>	0,760 (0,05)	0,889 (0,07)	0,871 (0,03)	0,855 (0,04)	0,884 (0,02)	-	-	-	-
<i>u<sub>t</sub></i>	0,598 (0,83)	-0,611 (0,82)	-	0,391 (0,82)	-	-	-	-	-
<i>y<sub>t</sub></i>	1,043 (0,10)	1,004 (0,12)	0,872 (0,02)	1,124 (0,07)	1,135 (0,04)	2,606 (0,220)	2,509 (0,234)	1,272 (0,348)	3,499 (0,306)
<i>pw<sub>t</sub></i>	-	-	-	-	-	-3,068 (0,431)	-2,945 (0,300)	-1,002 (0,602)	-2,354 (0,405)

$\sigma pw_t$	-	-	-	-	-	88,594 (124,657)	-	-	-
$c$	1,945 (3,39)	7,335 (3,56)	5,739 (0,01)	0,604 (4,42)	2,07 (0,86)	13,052 (4,025)	13,181 (1,384)	14,673 (4,747)	-12,976 (1,337)
<b>GARCH</b>									
$c$	0,002 (0,001)	0,003 (0,002)	0,001 (0,0007)	0,0017 (0,0008)	0,001 (0,0007)	0,009 (0,004)	0,008 (0,004)	0,001 (0,0008)	0,003 (0,002)
$\varepsilon_{t-1}^2$	1,363 (0,59)	0,901 (0,52)	1,299 (0,44)	1,740 (0,66)	1,892 (0,55)	1,4270 (0,56)	1,4869 (0,506)	-0,0975 (0,003)	1,7655 (0,54)
$h_{t-1}$	-0,068 (0,04)	0,116 (0,24)	0,106 (0,09)	-0,046 (0,004)	-0,055 (0,03)	-0,2226 (0,009)	-0,2197 (0,081)	1,0287 (0,023)	-0,0295 (0,069)
Akaike	-1,315	-1,137	-1,206	-1,36	-1,485	-0,6405	-0,6577	-0,1290	-0,4984
Schwarz	-0,858	-0,714	-0,857	-0,94	-1,098	-0,2532	-0,3056	0,1878	-0,1815
Log	51,82	45,54	46,19	52,15	54,82	29,897	29,404	12,807	23,704

**Tabela 6.8 - Teste de Cointegração Johansen(1988) - Equação de Oferta**

H0	Autovalor	$\lambda$ Traço	P-valor	$\lambda$ (Max)	P-valor
r = 0	0,509	99,04	0,029	40,55	0,04
r ≤ 1	0,422	58,48	0,285	31,27	0,09
r ≤ 2	0,227	27,21	0,846	14,68	0,77
r ≤ 3	0,103	12,52	0,912	6,22	0,97
r ≤ 4	0,097	6,29	0,660	5,85	0,63
r ≤ 5	0,007	0,44	0,506	0,44	0,50

**Tabela 6.9 - Teste de Cointegração Johansen(1988) - Equação de Demanda**

H0	Autovalor	$\lambda$ Traço	P-valor	$\lambda$ (Max)	P-valor
r = 0	0,518734	117,8368	0,0491	41,6861	0,0980
r ≤ 1	0,426894	76,1507	0,2870	31,7311	0,2351
r ≤ 2	0,294621	44,4196	0,6736	19,8941	0,6604
r ≤ 3	0,217901	24,5255	0,8128	14,0091	0,7217
r ≤ 4	0,103511	10,5164	0,9011	6,2284	0,9455
r ≤ 5	0,072469	4,2880	0,7001	4,2881	0,7001

**Tabela 6.10 - Mudança de Regime no Vetor de Co-integração - Gregory et al(1996)**

	Equação de oferta			Equação de demanda		
	$Z_t^*(\tau)$	Ponto de Quebra	Valor crítico a 5%	$Z_t^*(\tau)$	Ponto de Quebra	Valor crítico a 5%
C	-4,23	2000:04	-5,40	-4,87	2003:04	-5,56
C/T	-4,41	1998:03	-5,31	-4,10	1994:03	-5,83
C/S	-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 et al(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 6.11 - Teste de Quebra Estrutural – Bai et al(2003)**

	$SupF_T(1)$	$SupF_T(2)$	$SupF_T(3)$	$UD_{max}$	$WD_{max}$	$SupF_T(2/1)$	$SupF_T(3/2)$	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