

## 2

### Exportações Brasileiras: 1999/2005

#### 2.1

##### Introdução

O comércio exterior brasileiro foi marcado nos últimos anos pela reversão da posição externa, com a geração de saldos comerciais expressivos. A partir da desvalorização cambial de 1999, observou-se crescimento significativo das exportações, com clara aceleração a partir de meados de 2002. Tal crescimento, medido em valores, pode ser decomposto em quantidades (quantum) e preços. No período entre janeiro de 1999 e dezembro de 2005, que é o objeto deste trabalho, houve clara dominância do quantum (com crescimento ponta a ponta de 100,15%) sobre os preços (com crescimento ponta a ponta de 23,84%, ressaltando que sua maior parte ocorreu a partir de 2004)<sup>7</sup> na determinação dos valores exportados.

O objetivo central deste artigo é analisar o crescimento expressivo do quantum de exportações nesse período. São avaliadas as dinâmicas de longo e curto prazos para a demanda e de longo prazo para a oferta (assumindo rigidez de produto no curto prazo), separadas por fator agregado (além do total, básicos, manufaturados e semi-manufaturados), procurando qualificar a importância relativa de preços e renda para a dinâmica dos volumes exportados.

O período analisado é bastante peculiar do ponto de vista das contas externas brasileiras. A melhora contínua nas transações correntes respondeu, em muito, ao crescimento das exportações. Sem dúvida a depreciação ocorrida no início de 1999 introduziu um ambiente mais favorável às vendas externas, frente ao câmbio apreciado utilizado entre 1995 e 1998 como âncora nominal. É interessante ressaltar, porém, que o crescimento do quantum exportado ocorreu, principalmente depois de 2002, em meio a um período de contínua e pronunciada apreciação cambial. Mesmo levando-se em conta que as taxas de câmbio ainda

---

<sup>7</sup>Segundo dados fornecidos pela FUNCEX. Em 2004 e 2005 os índices de preço agregados tiveram crescimento respectivamente de 10,78% e 12,10%. Estes números estão baseados em duas dinâmicas: (i) significativa queda nos índices de preços entre 1999 e 2003; (ii) forte aceleração dos preços a partir desta data. O crescimento do quantum esteve sempre acima dos preços, à exceção de 2005.

permaneceram depreciadas em relação ao período anterior à desvalorização cambial, esperava-se que, marginalmente, a apreciação do câmbio desacelerasse as exportações. O que ocorreu foi exatamente o contrário.

Como discutido no capítulo introdutório, usualmente se dá um grande peso ao papel exercido pela taxa de câmbio na determinação dos fluxos comerciais. No entanto, o comportamento recente das exportações e do câmbio sugere que durante o período em estudo a contribuição da taxa de câmbio deve ser relativizada. Outras variáveis devem ser consideradas. Não se pode esquecer que o período foi marcado por grande elevação dos fluxos comerciais internacionais, ligada ao elevado crescimento da economia mundial, em torno de 5% ao ano, em média, o que representa quase 1,5% acima da média da década anterior. Tal aceleração fica clara quando se observa o forte crescimento dos preços de exportação, principalmente a partir de 2001. Não há nenhuma razão específica que determine tal comportamento para todos os fatores agregados<sup>8</sup> que não o excesso de demanda relativa. Esta recuperação dos preços de exportação foi, sem dúvida, um incentivo, não relacionado ao câmbio, à atividade exportadora.

Houve, também, eventos importantes relacionados à Argentina. Historicamente, este país foi o segundo maior parceiro comercial brasileiro, com uma pauta de exportações altamente concentrada em manufaturas (em média 90%, frente a 55% para a pauta brasileira total). Como resultado da crise argentina, sua participação como destino das exportações brasileiras caiu de 9,2% em 2001 para 3,8% em 2002 (para quinto parceiro comercial). Apesar deste choque negativo de demanda, o início da crise está alinhado à explosão das exportações, o que, a princípio, é um resultado inusitado<sup>9</sup>.

A análise mais detalhada das exportações revela, em primeiro lugar, que houve grande diversificação de pauta, principalmente de produtos manufaturados, que representam mais de 50% do quantum comercializado<sup>10</sup>. Além disso, destacou-se o crescimento dos produtos básicos, principalmente do complexo soja e de commodities metálicas, como o minério de ferro. A partir de meados de 2002, mais de seiscentos novos produtos foram exportados, o que correspondeu a

---

<sup>8</sup>Como se pode observar no Apêndice 5.1.1.

<sup>9</sup>As altas taxas de crescimento nas exportações para este país entre 2003 e 2004 devem ser entendidas como um corolário da recuperação de sua capacidade de absorção interna, voltando à sua posição tradicional entre os parceiros brasileiros.

<sup>10</sup>Com destaque para materiais de transporte e máquinas/equipamentos, que correspondem a quase 25% das exportações.

um acréscimo de quase 10% no total de produtos comercializados (em torno de sete mil), distribuídos entre os três fatores agregados<sup>11</sup>.

Em segundo lugar, ampliaram-se os destinos de exportação. Em 2005, os cinco principais parceiros comerciais foram: (i) Estados Unidos; (ii) Argentina; (iii) China; (iv) Países Baixos; (v) Alemanha<sup>12</sup>. Além do aumento da participação da China, com a qual o comércio cresceu a taxas médias de 20% *a.a.* nos últimos dez anos<sup>13</sup>, destacam-se aumentos expressivos em vendas para todas as regiões, com considerável diversificação, principalmente em direção ao Oriente Médio, África e Ásia<sup>14</sup>. O crescimento do comércio com o Mercosul, de 73% entre 1999 e 2005, deve ser visto com ressalvas, devido a uma série de acordos especiais, como o Regime Automotivo e a recuperação da economia argentina pós-crise<sup>15</sup>. Mesmo assim, os resultados não deixam de ser notáveis.

Por último, principalmente a partir do final de 2001, o Governo preocupou-se com a promoção das exportações, como parte relevante de uma estratégia para reforçar a solvência do país frente a suas obrigações externas. Uma série de incentivos fiscais, institucionais e financeiros foi concedida através do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e de programas do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC)<sup>16</sup>. A ampliação de pauta e destinos foi acompanhada de uma maior diversificação na base exportadora, com aumento da participação de micro e pequenas empresas, as mais sensíveis a estas mudanças institucionais.

---

<sup>11</sup> Notas Para a Imprensa - Associação Brasileira para Comércio Exterior (ABRACEX) - jan/2005.

<sup>12</sup> Consolidada, a zona do euro é o maior parceiro comercial brasileiro.

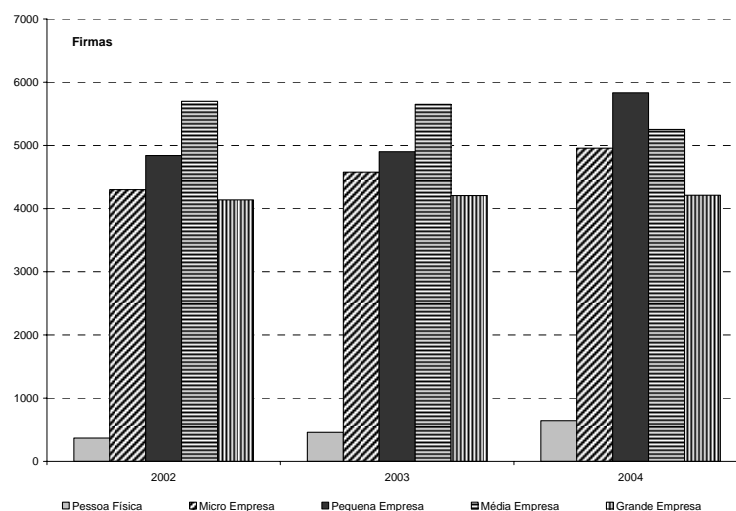
<sup>13</sup> Com crescimento de 80% somente em 2003, segundo a Confederação Nacional da Indústria (CNI): “Possibilidades de Incremento do Comércio Bilateral Brasil-China”.

<sup>14</sup> Entre 1999 e o 2005 os volumes exportados para estas áreas cresceram, respectivamente, 188%, 347% e 224%.

<sup>15</sup> Após quedas de 15% em 2001 e 56% em 2002, as exportações para a Argentina cresceram 9,5% em 2003, 60% em 2004 e 35% em 2005. Tais movimentos estão alinhados com a variação das exportações de manufaturas para este país.

<sup>16</sup> Estes esforços devem ser entendidos dentro das novas diretrizes de comércio exterior definidas nos programas Exporta Brasil (2001) e Brasil Exportador (2003).

Gráfico 7: Exportação por porte de empresa (2002/2004)



Fonte: MDIC

Além desta introdução, este capítulo é dividido em mais quatro seções. Na seção 2.2 discutem-se os modelos estimados de demanda e oferta de exportações, destacando mudanças em relação à literatura. A seção 2.3 explica as metodologias de estimação. Na seção 2.4 são descritos os resultados e a seção 2.5 conclui.

## 2.2

### Funções de exportação

Na introdução deste capítulo procurou-se motivar o leitor acerca das diferenças do comportamento do quantum exportado brasileiro no período de 1999 a 2005, relacionadas a particularidades tanto internas (como maior abertura comercial e desvalorização cambial) quanto externas (como expansão do comércio mundial). Nesta seção será feita uma breve revisão da literatura, ressaltando as formas funcionais utilizadas e os resultados obtidos. Por fim, à luz das especificidades do período, serão propostas mudanças nas equações tradicionalmente utilizadas na literatura, com a introdução de novas especificações para os modelos de exportação.

A modelagem de exportações deve levar em conta duas dinâmicas, a de demanda e de oferta, sendo ambas micro fundamentadas na substituição imperfeita de bens produzidos dentro e fora de um dado país<sup>17</sup>.

Tal qual destacado em King (1997), a estimação de modelos de exportação pode seguir três caminhos distintos. O primeiro é a adoção da hipótese de país pequeno, implicando em uma equação de demanda infinitamente preço-elástica, sendo a estimação feita pela forma reduzida correspondente à equação de oferta. Alternativamente pode-se supor que a função oferta de exportações é infinitamente elástica, ou seja, um país é capaz de ajustar a quantidade produzida de *tradables* sem repasse dos custos aos preços<sup>18</sup>. Por simetria ao caso anterior, a estimação relevante é a da forma reduzida correspondente ao modelo de demanda. Por último tem-se o modelo simultâneo, onde as equações de demanda e oferta possuem elasticidades preço finitas, com estimação em geral através de variáveis instrumentais (IV) ou modelos não lineares, como *Markov Switching*.

Cada equação está associada a variáveis explicativas características. Do lado da demanda, usualmente define-se que o quantum exportado depende de uma medida da capacidade de absorção mundial e de uma medida de preços relativos, ressaltando a substituição imperfeita entre *tradables*. As equações de oferta englobam uma ampla gama de variáveis que expliquem a escolha da firma representativa entre oferecer seus produtos no mercado externo ou em seu mercado interno<sup>19</sup>.

---

<sup>17</sup>A equação de demanda é derivada do problema de maximização de utilidade do consumidor representativo no país nativo. A equação de oferta, por sua vez, vem do problema de maximização de lucros da firma representativa.

<sup>18</sup>Tal fenômeno é possível, por exemplo, na presença de capacidade ociosa na indústria ou de retornos crescentes de escala.

<sup>19</sup>As variáveis escolhidas podem ser divididas em quatro grupos: (i) que comparam diferenças nas capacidades de absorção interna e externa; (ii) que ressaltam a participação de ciclos de produção interna na capacidade de ofertar *tradables*; (iii) que medem a diferença de rentabilidade entre produção para mercado interno e produção para exportação; (iv) que avaliam o custo dos insumos usados na produção de *tradables*. A literatura difere bastante na escolha das variáveis de cada grupo, principalmente dos dois últimos.

### 2.2.1

#### Literatura internacional

A literatura internacional relevante para os propósitos deste artigo é a que trata dos determinantes de exportações em países em desenvolvimento. Há, basicamente, dois tipos de trabalhos nessa vertente da literatura: os que comparam resultados e os que ressaltam os determinantes de um dado país.

Dentre os que comparam resultados, Senhadji & Montenegro (1999) estimaram, para um conjunto de países em desenvolvimento, somente equações de demanda de exportações, preocupando-se explicitamente com a comparação de resultados entre países africanos e asiáticos. O trabalho mostrou que a África é a região que possui a mais baixa elasticidade-renda das exportações, ao passo que a Ásia possui tanto a maior elasticidade-renda como a maior elasticidade-preço.

Para países emergentes, a maior parte da literatura trata de países do Sudeste Asiático, onde diversos estudos empíricos procuraram estimar elasticidades-preço e renda, principalmente da demanda de exportações<sup>20</sup>. Especial atenção é dada à Coreia do Sul<sup>21</sup>, procurando responder qual variável é mais importante para explicar o crescimento do quantum exportado, taxa de câmbio ou renda externa. A evidência obtida não é conclusiva<sup>22</sup>.

Um trabalho que merece maiores comentários é o de Giorgianni & Milesi-Ferretti (1997), que teve por mérito consolidar o uso de equações simultâneas no estudo das exportações coreanas, refinando metodologias utilizadas anteriormente. Para dados trimestrais entre 1973 e 1995, considerando variáveis de custos domésticos e ciclos produtivos, os autores obtiveram, através de um *Vector Error*

---

<sup>20</sup>Tal predileção pelo Sudeste Asiático pode ser explicada pela notável performance comercial da região a partir do início da década de 70. Estudos como os de Houthakker & Magee (1969) e Krugman (1989) destacaram o aumento da Corrente de Comércio regional, com altas taxas de crescimento das importações e exportações. Muscatelli, Stevenson e Montagna (1994, 1995), observando a demanda de exportações, destacaram, em seu primeiro artigo, o aumento da competitividade regional e, no segundo, a importância da diferenciação de produtos e inovação tecnológica no desempenho do Sudeste Asiático.

<sup>21</sup>Com taxas médias de crescimento das exportações da ordem de 15% a.a. nos últimos vinte anos, segundo o World Economic Outlook, FMI (2004)

<sup>22</sup>Dentre os modelos simultâneos, Riedel (1988) e Athorukala & Riedel (1991), concentrando em manufaturas, obtiveram elasticidades câmbio elevadas e elasticidades renda externa baixas. Para um grupo de três economias asiáticas, entre elas Coreia do Sul, Muscatelli, Srinivasan & Vines (1994) encontraram elasticidades renda externa acima de dois e baixas elasticidades do câmbio. Dentre os reduzidos, Bayoumi (1996), estimou somente equações de exportação, tal qual Arize (1990) e Balassa (1991), obtendo elevada elasticidade renda e baixa elasticidade câmbio.

*Correction Model* (VECM), evidência para elevadas elasticidades renda e preços, sendo que a medida de preços utilizada não foi a taxa de câmbio real efetiva.

Mudanças de comportamento nos fluxos comerciais diretamente relacionadas a um choque de preços relativos são pouco documentadas na literatura. Neste sentido merece destaque o trabalho de Cheng (2004), que estimou elasticidades para as exportações coreanas (dados trimestrais entre 1988 e 2001) em um período explícito de choque, ligado à crise asiática (1997). Usando inicialmente um modelo padrão de demanda, obteve queda dramática da elasticidade renda e aumento acentuado da elasticidade preço das exportações agregadas, o que atribuiu ao aumento da participação do complexo eletrônico. Procurando refinar esta hipótese, o autor estimou um modelo de oferta para exportações de eletrônicos, obtendo evidência de um aumento de participação em pauta ligada a ganhos de produtividade advindos de P&D<sup>23</sup>.

Por último, merece referência também o artigo de Catão & Falcetti (1999), que estudou os determinantes das exportações argentinas na década de 90 para dentro e fora do Mercosul. Usando um modelo simultâneo inspirado no trabalho de Giorgianni & Milesi-Ferretti (1997) e incorporando volatilidade das taxas de câmbio real como uma medida de risco na equação de oferta, os autores definiram que o fraco desempenho das exportações foi resultado da concentração em básicos e semi-manufaturados, além das desfavoráveis relações de preços e renda em relação ao bloco, principalmente ao Brasil<sup>24</sup>.

### 2.2.2

#### Literatura brasileira

A literatura brasileira usualmente ressalta a importância da geração de superávits comerciais como uma estratégia de ajuste do Balanço de Pagamentos, que pode ser necessária por duas razões principais. A primeira seria uma crise de liquidez internacional, com queda na capacidade de captação externa, fortemente

---

<sup>23</sup>Reforçando as conclusões anteriores de Muscatelli, Stevenson & Montagna (1995).

<sup>24</sup>Os principais resultados foram: (i) concentração da pauta em básicos e semi-manufaturados, cujos preços caíram a partir de 1996; (ii) elevada elasticidade em relação à absorção doméstica; (iii) alta sensibilidade à renda externa do Mercosul, em um período de recessão no bloco; (iv) alta sensibilidade à taxa de câmbio real em relação ao Brasil, com peso sobrevalorizado no período analisado.

relacionada à geração dos megasuperávits comerciais nos anos 80, fabricados por um forte realinhamento de preços relativos<sup>25</sup>. A segunda seria a dificuldade de manutenção da solvência externa, entendida como capacidade de pagamentos dos serviços de poupança externa previamente adquirida, associada ao período a partir de meados da década de 90, onde a evolução favorável de diversos fatores criou condições para maior atração de capitais, aumentando os passivos futuros<sup>26</sup>.

Zini Jr. (1988), com estimação simultânea para dados trimestrais entre 1970 e 1986 separados por grupos setoriais (produtos industrializados, agrícolas e minerais) sugeriu, na demanda, maior relevância da elasticidade-renda em comparação ao preço relativo e, na oferta, a importância da utilização da capacidade instalada, principalmente nos manufaturados.

Portugal (1993), com estimação simultânea para dados anuais entre 1975 e 1988, encontrou evidência para *price-taking*, ressaltando a importância da utilização da capacidade instalada na dinâmica de oferta das exportações. Para dados trimestrais, os resultados mantiveram-se na estimação de um modelo estrutural por Filtro de Kalman<sup>27</sup>, incorporando uma medida de custos domésticos de produção na equação de oferta (salários industriais).

Amazonas & Barros (1996), com estimações reduzidas para dados entre 1964 e 1988, concentraram sua análise em produtos manufaturados, incluindo na equação de oferta medidas de produtividade e de custos de energia aproximadas pelos preços do petróleo. Para a oferta, encontraram evidência para baixa elasticidade preço relativo, e, para demanda, obtiveram baixas elasticidades renda e preços relativos.

Os trabalhos seguintes marcaram certa consolidação das formas funcionais na literatura. Castro & Cavalcanti (1997), Cavalcanti & Ribeiro (1998), Carvalho

<sup>25</sup>Tal política não era sustentável, como destacam Cavalcanti & Ribeiro (1998): "...A geração de megasuperávits comerciais nos anos 80 refletiu a necessidade de ajuste de Balanço de Pagamentos...interrupção dos fluxos de financiamento externo em decorrência da crise da dívida externa...maxidesvalorização do câmbio com recessão teve ótimos resultados a curto prazo...não significou uma efetiva alteração da trajetória de longo prazo das exportações..."

<sup>26</sup>Destacam-se a relativamente elevada liquidez internacional, o baixo crescimento das economias desenvolvidas, os baixos níveis de juros mundiais, a liberalização comercial do início da década e o Plano Brady (1994).

<sup>27</sup>O autor explicitou sua preocupação com a instabilidade dos parâmetros, principalmente no modelo simultâneo com dados trimestrais. A utilização do Filtro de Kalman, apesar de reforçar resultados anteriores, não apresentou parâmetros variáveis. A investigação nessa linha prosseguiu pela utilização de Markov Switching e Regressões Bayesianas. Da comparação entre essas três abordagens concluiu-se que, se existiu variação dos parâmetros, ela foi pequena e concentrada em meados da década de 60 para equações de oferta e em meados da década de 70 para equações de demanda.



& De Negri (2000) e Cavalcanti & Frischtak (2001) estimaram modelos com as seguintes formas, respectivamente para demanda e oferta:

$$\begin{aligned} X^D &= X^D \left( \frac{P_X}{P_W}, Y^W \right) \\ X^S &= X^S \left( \frac{P_X E}{P_D}, C_D, K \right) \end{aligned} \quad (1)$$

$P_X / P_W$  é uma medida de preços relativos entre internos e externos de *tradables*,  $Y^W$  é a capacidade de absorção mundial,  $P_X E / P_D$  é uma medida da rentabilidade relativa entre produção ofertada no mercado doméstico e no mercado externo,  $C_D$  são os custos domésticos de produção, e por último,  $K$  é uma medida dos ciclos de atividade interna<sup>28</sup>.

São apresentados em detalhes os dois primeiros, que fizeram estimativas estruturais<sup>29</sup>. Castro & Cavalcanti (1997) usaram dados em valor entre 1955 e 1995, separando por fator agregado (básicos, manufaturados e semi-manufaturados) e, com modelos de Correção de Erros (ECM), obtiveram elasticidades renda e preço relativo significantes na maior parte das especificações, sistematicamente maiores para produtos manufaturados.

Cavalcanti & Ribeiro (1998), analisaram quantum e preços com dados mensais entre 1977 e 1996 e, utilizando o Procedimento de Johansen (1988)<sup>30</sup>, obtiveram equações de longo prazo para manufaturas e semi-manufaturas consistentes com uma relação de oferta, ao passo que as estimativas para básicos foram consistentes com um modelo de demanda; preços relativos foram relevantes em todas as especificações. Houve evidência de que o crescimento das

<sup>28</sup>Deve-se ressaltar que a escolha de *proxies* pode ser diferente entre os trabalhos, com impactos não desprezíveis sobre os coeficientes estimados. As exportações podem ser medidas em quantum, preço ou valor, com certa preferência pela primeira. A estimação de formas estruturais (simultâneas) ou formas reduzidas depende do objetivo e dos dados utilizados.

<sup>29</sup>Os dois últimos artigos possuem objetivos que se afastam um pouco dos deste trabalho. Carvalho & De Negri (2000) estimaram formas reduzidas do sistema de equação de oferta e demanda por exportações de produtos agropecuários, partindo de duas hipóteses fortes: (i) país pequeno; (ii) agrupamento de preços, tarifas e subsídios. Seus resultados, de maneira geral, estão em linha com os artigos apresentados no corpo do texto. Cavalcanti & Frischtak (2001), por sua vez, procuraram projetar a balança comercial para o período 2001-2003, usando dados mensais entre 1980 e 2000. Estimando formas reduzidas para exportações totais e separadas por fator agregado, ressaltaram a importância do crescimento das exportações no processo de ajuste externo.

<sup>30</sup>É importante ressaltar que uma grande quantidade de *dummies* foi utilizada para garantir a estabilidade estrutural dos modelos, corolário dos resultados para testes de Estabilidade Estrutural de Chow (1960).

exportações de manufaturados e semi-manufaturados fosse explicado por uma tendência de longo prazo, interpretada pelos autores como crescimento do comércio mundial.

### 2.2.3

#### **Modelos estimados e sinais esperados**

Nesta seção são definidas as modificações nos modelos estimados neste trabalho, reconhecendo que o período analisado possui diversas particularidades e buscando evoluções na modelagem. Os artigos internacionais forneceram base relevante para esta, em especial os trabalhos de Giorgianni & Milesi-Ferretti (1997) e Cheng (2004).

Os índices preço e quantum, separados por fator agregado, possuem comportamento distinto do total, reforçando as mudanças estruturais ocorridas (como mudança na participação argentina) e a importância de uma análise desagregada<sup>31</sup>. Utilizando dados mensais, em logaritmo, entre janeiro de 1999 e dezembro de 2005<sup>32</sup>, foram estimados modelos para quantum que incorporaram cinco modificações divididas entre as equações de oferta e demanda. As duas primeiras são comuns aos dois modelos; a terceira se refere ao modelo de demanda e as duas últimas ao modelo de oferta.

Em primeiro lugar, mudanças na modelagem dos preços. Como demonstrado em (1), a literatura considera basicamente dois tipos de preços, utilizados inadequadamente como substitutos. A primeira medida é uma relação entre preço de exportação e o preço do concorrente estrangeiro, em uma moeda comum, usualmente externa, utilizada principalmente em modelos de demanda. A segunda medida de preços relativos compara preços de exportação ao nível de preços domésticos, levados a uma moeda referencial comum, geralmente a nacional, utilizada no modelo de oferta.

---

<sup>31</sup>Vide apêndice 5.1.1.

<sup>32</sup>É importante explicar esta escolha. O período analisado é particularmente curto, principalmente em comparação a outros trabalhos brasileiros. Dados os objetivos do artigo, a adoção de dados mensais pós-1999 resolve parcialmente este problema, totalizando um número de observações muito similar, por exemplo, ao de Cheng (2004). Deve-se ressaltar que dados mensais são mais instáveis, o que pode dificultar as estimações. A opção por dados trimestrais, apesar de mais adequada neste sentido, implicaria em uma amostra excessivamente pequena.

Estas medidas de preços relativos não avaliam os mesmos fenômenos. O primeiro é uma medida de competitividade dos bens *tradables* nacionais e estrangeiros, ao passo que o segundo é uma medida de custo/rentabilidade relativa da produção de *tradables vis-à-vis non-tradables*. O uso alternativo destas medidas de preços (como feito, por exemplo, em Giorgianni & Milesi-Ferretti) estaria, portanto, equivocado.

Mais do que a utilização alternativa errônea, defende-se neste trabalho que os efeitos medidos por estes preços sejam complementares, tanto em demanda quanto em oferta. Por um lado, uma relação de preços em *tradables* (intra-setorial) e, por outro lado, uma relação de preços entre *tradables* e *non-tradables* (inter-setorial).

O argumento para tal separação na demanda por exportações brasileiras é o seguinte. Suponha duas autarquias (A e B) com mesma moeda e níveis de preços internos, ou seja, taxa de câmbio real unitária. A demanda pelas exportações de A depende da comparação entre seus preços de exportação e os preços do equivalente em B; para moeda e níveis de preços únicos, importa somente a relação entre preços dos *tradables* substitutos.

Suponha agora que os níveis de preços continuam constantes e únicos, porém há diferença entre as moedas. A demanda pelas exportações de A dependerá da relação de seus preços de exportação com os preços do substituto de B, avaliada em uma unidade monetária comum, ou seja, levando em conta uma taxa de câmbio nominal. Neste sentido, mesmo frente a uma relação de preços de *tradables* constante, se a moeda de A desvaloriza nominalmente frente à de B ocorre aumento da demanda por suas exportações. Por último, suponha moedas e níveis de preços domésticos distintos. A demanda pelas exportações de A dependerá da comparação aos preços reais de B, levados a um moeda comum. Mesmo mantendo-se a relação de preços entre *tradables*, se ocorre uma desvalorização real em A deve aumentar a demanda por suas exportações.

A generalização deste exemplo para  $n$  países que comercializam entre si é a separação de duas dinâmicas em preços relevantes às quantidades demandadas. Em primeiro lugar, uma comparação dentro do fator agregado, entre os preços de exportação de um dado país e de seus adversários comerciais. Em segundo lugar, uma relação real (expurgada de variações em preços internos) entre a moeda

doméstica e as moedas destes parceiros comerciais, modelada por uma taxa de câmbio multilateral real efetiva<sup>33</sup>, que compara *tradables* e *non-tradables*.

$$X^D = X^D \left( \frac{P_X}{P_W}, \frac{E_F P^*}{P_D} \right) \quad (2)$$

(-)      (+)

Considerando a decisão do consumidor representativo estrangeiro (que é o demandante de exportações), estes preços respondem a duas perguntas distintas. O primeiro refere-se à pergunta “*De quem importar?*” ao passo que o segundo à pergunta “*Importar ou não importar?*”.

O argumento para a separação dos dois efeitos em preços do lado da oferta deve considerar a escolha da firma representativa maximizadora de lucro em cada autarquia. Suponha novamente dois países (H e F), inicialmente com mesma moeda e preços internos iguais. A escolha da firma H depende da comparação entre a receita obtida na exportação para F e a receita obtida na oferta em seu próprio mercado, ou seja, preço interno e externo do *tradable* produzido.

Permitindo moedas distintas, com preços agregados fixos, a relação entre preços de exportação e preço doméstico deve considerar uma medida de câmbio nominal, levando a receita obtida a uma unidade comparável. Uma depreciação nominal, tudo mais constante, deve aumentar a oferta de exportações. Por último, se existe diferença entre os níveis de preços agregados, as receitas devem ser avaliadas frente a uma unidade monetária real comum. Uma depreciação real também deve aumentar a oferta de exportações. A extensão para n países que comercializam entre si é imediata.

A literatura considera a relação entre preços domésticos e de exportação, levadas a uma moeda comum, como a medida definitiva de rentabilidade, como se pode ver em (1). Implicitamente, isto desconsidera movimentos de preços dentro do setor, ou seja, relação de preços internos e externos do *tradable*. Neste artigo considera-se que a rentabilidade real deve levar em conta não só a relação intra-setorial (entre preços de exportação e preços do *tradable* doméstico) como também a inter-setorial (uma relação entre *tradables* e *non-tradables*).

<sup>33</sup>Efetiva porque considera a cesta de moedas dos parceiros comerciais relevantes; real porque considera variações relativas entre os níveis de preços domésticos destes países.

$$X^S = X^S \left( \underset{(+)}{\frac{P_X}{P_{TD}}}, \underset{(+)}{\frac{E_F P^*}{P_D}} \right) \quad (3)$$

Estes preços relativos se referem a duas perguntas distintas feitas pela firma representativa. O primeiro responde “*Devo exportar este tradable ou oferecê-lo domesticamente?*” e o segundo responde “*Exportar ou não exportar?*”.

A literatura geralmente modela o preço do *tradable* doméstico ( $P_{TD}$ ) utilizando como *proxy* um índice de preços como INPC, IPCA ou IPA separado por categoria de uso, sendo o último o mais usual. Tal procedimento é delicado, visto a dificuldade de isolar, nos preços internos, a parcela de *tradables* dos *non-tradables*. O risco de existirem duas medidas de preços inter-setoriais em uma mesma equação é elevado.

No modelo de oferta por exportações, existe uma forma técnica de fugir desta complicação. A hipótese de identificação implícita na estimação da equação de oferta (isoladamente, ou seja, sem utilizar procedimentos simultâneos) é a demanda infinitamente elástica, ou seja, *price-taking*. Se este é o caso, a comparação entre preços externos e domésticos não faz sentido; por hipótese, devem ser iguais.

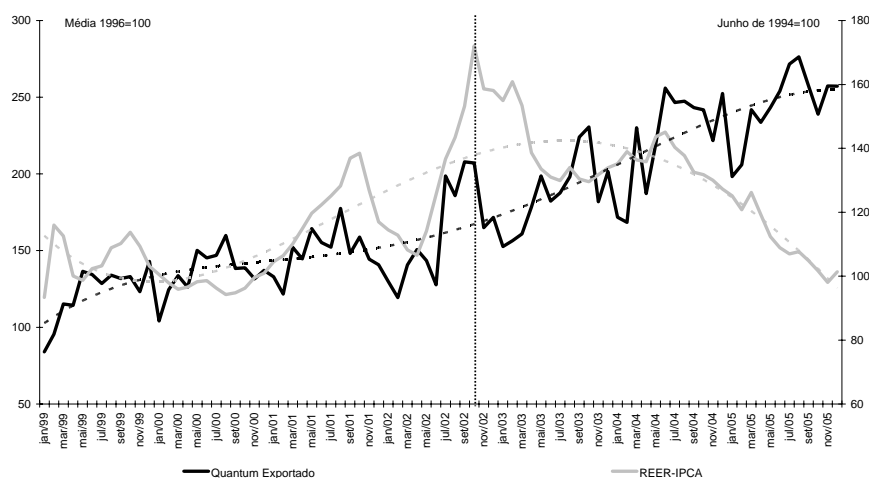
Neste sentido, só seria relevante a relação inter-setorial, modelada pelo câmbio real efetivo. Mas considerando o caso brasileiro (ou de qualquer outra pequena economia aberta), parece razoável assumir que exista uma preferência por receitas em moeda forte, por motivos precaucionais. Considerando esta hipótese e reconhecendo a separação dos efeitos em preços, os modelos de oferta estimados consideraram dois preços: uma taxa de câmbio real efetiva (medida de rentabilidade inter-setorial) e o nível de preços de exportação (medida de rentabilidade setorial em moeda forte).

Em segundo lugar, a literatura geralmente utiliza um valor defasado do quantum exportado como variável explicativa, funcionando como antecedente da exportação corrente. Este tipo de modelagem desconsidera que o comércio exterior é um mercado de futuros, ou seja, as realizações correntes das variáveis

explicativas determinam os contratos para  $n$  períodos adiante. Sendo assim, não são valores defasados do quantum exportado as variáveis antecedentes relevantes, mas sim o estado das variáveis explicativas quando o contrato foi firmado,  $n$  períodos atrás.

Como corolário, supõe-se Causalidade de Granger nos modelos estimados, ou seja, é o passado das variáveis explicativas que afeta o valor corrente das dependentes, com uma defasagem desconhecida. Tal hipótese elimina problemas de endogeneidade entre os regressores e é respaldada pelo seguinte gráfico, que compara quantum exportado e câmbio real, destacando a evidência de reação defasada do quantum, em especial aceleração deste frente à apreciação cambial a partir de 2002.

Gráfico 8: Quantum agregado exportado e taxa de câmbio real efetiva (1995/2005)



Fonte: FUNCEX e IPEA

Em terceiro, avalia-se a possibilidade de que a volatilidade dos preços afete, além do quantum ofertado, o quantum demandado. A literatura geralmente modela volatilidade na oferta<sup>34</sup>, mas existem efeitos do lado da demanda que podem ser também relevantes.

<sup>34</sup>A escolha de oferta é baseada na rentabilidade relativa entre produção para o mercado doméstico e para exportação. Há dois tipos de efeitos sobre o quantum comercializado, um ligado à demanda precaucional por divisas em moeda forte e outro à aversão de variação da receita comercial. Ambos são mais bem explicados adiante no texto.

O comércio exterior é fortemente baseado na construção de relações de confiança, que aumentem condições de barganha e negociação entre os países. Não há sentido em trocar de fornecedor de período a período. Suponha dois fornecedores, (H) e (C), sendo que o primeiro é o “histórico”. Um nível considerável de volatilidade dos preços do fornecedor (H) levaria o importador a desejar proteger-se frente a futuras variações não antecipadas nos custos de importação. A forma mais simples de fazê-lo é mudar imediatamente de fornecedor, importando o bem substituto com preço menos volátil produzido em (C). A construção de confiança, porém, tende a fazer com que essa mudança não seja temporária. Um aumento da volatilidade poderia levar, portanto, a uma diminuição “permanente” da demanda pelas exportações de (H)<sup>35</sup>.

Em quarto, na equação de oferta foi utilizada uma variável que mede o grau de abertura comercial da economia brasileira. A construção de relações de confiança implica em custo de entrada elevado, relacionado à sinalização de credibilidade para o comprador. Tais custos seriam maiores para pequenas firmas, com maiores restrições a comunicar a qualidade de seus produtos em escala global. Como já visto, o período analisado foi marcado por expansão de pauta, destino e diminuição da firma exportadora típica. Uma maior abertura comercial implicaria em um maior número de firmas globais, gerando externalidades que facilitariam a inserção destas novas firmas, com menores custos de entrada depois da ação das “pioneiras”. A abertura diminuiria custos de comunicação e construção de credibilidade, tornando janelas de oportunidade mais claras e incentivando as exportações.

Por último, também na equação de oferta foi incorporada uma variável financeira, que mede o custo de financiamento da linha de exportação. Em um país com mercados de crédito pouco desenvolvidos, como o Brasil, a importância do financiamento externo, seja na produção ou na comercialização, não pode ser esquecida<sup>36</sup>. Um aumento do custo do financiamento não teria como contrapartida uma migração para linhas de crédito fornecidas internamente, deprimindo margens de lucro e diminuindo o quantum exportado.

---

<sup>35</sup>O apêndice 5.1.2 desenvolve este argumento com maiores detalhes.

<sup>36</sup>Dutttagupta & Spilimbergo (2000) destacaram, para economias selecionadas do Sudeste Asiático, que restrições internas ao crédito, resultantes de políticas de juros elevados depois da Crise Asiática (1997), deprimiram os níveis de equilíbrio das exportações.

Tomando o acima discutido, são apresentados os modelos para as exportações brasileiras, com todas as variáveis em logaritmos:

$$\begin{aligned} X^D &= \beta_0^D + \beta_1^D Y^W + \beta_2^D P^R + \beta_3^D P^X + \beta_4^D P^W + \beta_5^D VOLP^{(*)} + e^D \\ X^S &= \beta_0^S + \beta_1^S P^X + \beta_2^S P^R + \beta_3^S K + \beta_4^S DC + \beta_5^S FC + \beta_6^S OPEN + \beta_7^S VOLP^R + e^S \end{aligned} \quad (4)$$

Como variáveis dependentes ( $X$ ), as equações de oferta e demanda utilizam o quantum de exportações. Separados por fator agregado (total, básicos, manufaturados e semi-manufaturados), foram obtidos junto à *Fundação de Comércio Exterior* (FUNCEX). Procurando controlar as mudanças ocorridas nas exportações para a Argentina, e tendo em mente a enorme participação de manufaturas na pauta para este país, foram calculados índices de quantum (total e manufaturados) que expurgam a participação deste país nas exportações brasileiras. Foi utilizada a metodologia de Jank & Nakahodo (2006), separando variações no valor das exportações para a Argentina em quantidades e preços; tomando os preços de exportação como dados, foi possível obter implicitamente um índice quantum<sup>37</sup>.

As variáveis de preços são divididas em dois grupos: preços intra-setoriais e preços inter-setoriais. Nos intra-setoriais, preços de exportação ( $P^X$ ), separados por fator agregado, foram também obtidos junto à FUNCEX. No modelo de demanda, um aumento dos preços de exportações deve diminuir as quantidades demandadas. Do lado da oferta, um preço mais alto incentiva as exportações. Serão denominados  $P(.)$ .

Os preços do concorrente estrangeiro ( $P^W$ ) são aproximados por variáveis distintas para cada fator agregado. Em básicos, foi utilizado o índice de preços CRB de commodities primárias, da base de dados *Bloomberg*. Para manufaturas, a *proxy* escolhida foi o índice de preços de exportação dos países da OCDE, obtido junto ao *Fundo Monetário Internacional* (FMI). Tal escolha foi baseada na pauta de exportação destes países, bastante concentrada neste fator agregado. Para semi-manufaturas, a *proxy* escolhida foi o índice de preços de exportação de metais,

<sup>37</sup>Tal procedimento está baseado na propriedade de decomposição de causas do índice Fisher, que é uma média geométrica dos índices de Laspeyres e Paasche. Para maiores informações, observe Guimarães et alli (1997).



também obtido no FMI. Para o modelo agregado foi utilizada a mesma *proxy* de manufaturas, dada a concentração da pauta de exportações brasileiras nestas. Um aumento de preços dos concorrentes, denominados  $PW(.)$ , deve estimular a demanda por exportações brasileiras.

Os preços intra-setoriais ( $P^R$ ) são calculados de duas formas, sempre em reais (R\$). A primeira é o índice da taxa de câmbio real efetiva ponderada pelo INPC e pelo IPA (ou equivalente) dos dezesseis maiores parceiros comerciais brasileiros em 2001, do *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada* (IPEA). A segunda medida é o índice da taxa de câmbio real efetiva ponderada pelo IPCA e pelo IPA (ou equivalente) dos dezoito maiores parceiros comerciais brasileiros em 2000, obtido junto ao *Banco Central do Brasil* (BCB). No modelo de demanda, uma desvalorização da taxa de câmbio real efetiva torna os produtos domésticos mais baratos frente aos seus similares estrangeiros, aumentando as quantidades demandadas. No modelo de oferta, uma desvalorização cambial aumenta a rentabilidade relativa, incentivando as exportações. Serão denominados *RINPC* e *RIPCA*.

As medidas de volatilidade de preços ( $VOLP^{(*)}$ ) foram construídas por média móvel de desvios-padrão, tal qual em Paiva (2003), segundo a seguinte fórmula<sup>38</sup>:

$$VOL_t = \left[ \left( \frac{1}{m} \right) \sum_{i=1}^m (P_{t+i-1}^{(*)} - P_{t+i-2}^{(*)})^2 \right]^{\frac{1}{2}}, m = 4 \quad (5)$$

Note que a equação de oferta somente considera a volatilidade da taxa de câmbio como variável explicativa, tal qual feito em Catão & Falcetti (1999). Não se considera a dos preços de exportação devido à hipótese implícita em sua utilização na equação, demanda precaução por divisas em moeda forte. Neste sentido, 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; a excessiva volatilidade da receita obtida nas exportações pode ser um incentivo à oferta no mercado doméstico. Em resumo, seu sinal é incerto.

<sup>38</sup>A pequena amostra impossibilitou a utilização de métodos como o Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH) ou o Generalized ARCH (GARCH).

Na equação de demanda, como já explicado, uma maior volatilidade dos preços de exportação domésticos ou do câmbio real efetivo deve diminuir as quantidades demandadas. Por outro lado, uma maior volatilidade dos preços do concorrente deve aumentar a demanda por exportações brasileiras.

A variável de absorção externa ( $Y^W$ ) deve impactar positivamente o quantum exportado. A *proxy* escolhida foi a série mensal de corrente de comércio mundial, denominada *WCOR*, construída através da seguinte fórmula, com dados, para dólares constantes, obtidos junto ao FMI:

$$WCOR_t = \frac{X_t^{FOB} + M_t^{CIF}}{2} \quad (6)$$

A variável de ciclos internos ( $K$ ) procura medir a capacidade doméstica de produzir bens e serviços, com uma aceleração cíclica da economia aumentando a oferta de *tradables* para exportações. Foi utilizada a *proxy* usual da literatura, a utilização da capacidade instalada da indústria fornecida pela *Confederação Nacional da Indústria* (CNI), denominada *UCI*.

Em custos, para os de produção ( $DC$ ), a *proxy* utilizada foi o nível de salário real médio da indústria, fornecido pela CNI, denominada *WAGE*. Para o custo financeiro ( $RF$ ), supõe-se que seja dividido em taxa base fixa e em um *spread* variável, que tende a zero. Entre diversas opções, foi escolhida como base a LIBOR de seis meses, atrelada ao dólar, obtida junto ao *Federal Reserve Bank* (FED). A variável será denominada *LIBOR*.

Por último, uma maior abertura ( $OPEN$ ) diminui custos de entrada no mercado externo e aumenta a oferta de exportações. Usualmente, a medida de abertura é a proporção corrente de comércio/PIB. No período em análise, a recessão de 2001/2002 e o início do crescimento das exportações inflacionam artificialmente a abertura em torno destas datas. Para solucionar este problema, tomando os dados da FUNCEX foi construído, utilizando (6), um índice para a corrente de comércio brasileira, com base em janeiro de 2002.

Sempre que necessário, as séries foram dessazonalizadas por regressão em *dummies*.

## 2.3

### Metodologia

Além das inovações nos modelos de demanda e oferta por exportações apresentadas na seção anterior, este artigo também buscou evoluir em relação à estimação padrão da literatura, em especial da brasileira. Nesta seção é apresentada a metodologia utilizada para as equações de exportação, destacando a preocupação com problemas que possam aparecer em pequenas amostras, como é o caso deste neste artigo.

Em primeiro lugar, avalia-se a estacionariedade das variáveis escolhidas para fazer parte dos modelos de demanda e oferta, de acordo com o descrito na seção anterior. Tal análise é de extrema importância na correta estimação das dinâmicas de longo e curto prazo para as exportações brasileiras, como será mais bem explicado adiante.

Deve-se reconhecer a baixa potência dos testes de raiz unitária em amostras pequenas, o que pode levar a resultados equivocados que comprometam a estimação das relações de cointegração, ou equilíbrio de longo prazo, entre as variáveis. Procurando minimizar tais riscos, definiu-se um procedimento em duas etapas, buscando aumentar a confiabilidade dos resultados.

A primeira etapa consistiu na estimação, para cada variável, dos testes PP (Phillips & Perron, 1988) e KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin, 1992). Em ambos os testes foram utilizados o núcleo espectral quadrático e janela de Andrews, comprovadamente mais eficientes em amostras pequenas (Andrews, 1991). A opção por tais testes foi baseada em seu bom comportamento para pequenas amostras e em suas hipóteses de teste alternativas. Enquanto o teste PP define como hipótese nula a presença de raiz unitária, o KPSS define estacionariedade. A estimação comparada destes forneceria, portanto, dois caminhos alternativos para avaliar a ordem de integração de uma determinada variável.

Nem sempre, porém, os resultados foram os mesmos, ou seja, cada um dos testes indicou uma ordem de integração diferente para uma mesma variável. Quando isto ocorreu, partiu-se para a segunda etapa, estimando o teste padrão da literatura, o ADF (Dickey & Fuller, 1979), para definir a ordem de integração. Na tabela 5 são apresentados os resultados para os testes PP, KPSS e ADF, o último

sempre que necessário. No período analisado, tanto quantidades como preços de exportação brasileiros mostraram-se não estacionários, um resultado não observado na literatura. Isto reforça a idéia de que o período de 1999 a 2005 é especial, com uma dinâmica distinta de períodos anteriores, como já discutido.

Tabela 5: Exportação - Resultados para teste de raiz unitária

	PP	KPSS	ADF
X(T)	-1.6474	0.3543*	-0.9576
$\Delta X(T)$	-14.6227***	0.0359	-10.6237***
X(T) ex-Argentina	-0.8360	0.3172	-0.1966
$\Delta X(T)$ ex-Argentina	-14.5291***		-10.4403***
X(B)	-2.1673	0.4386**	
$\Delta X(B)$	-13.8905***	0.0286	
X(M)	-1.2041	0.3216	-0.7444
$\Delta X(M)$	-13.5893***		-10.3211***
X(M) ex-Argentina	-0.7036	0.3734*	-0.2542
$\Delta X(M)$ ex-Argentina	-13.3161***	0.0460	-10.0237***
X(SM)	-3.2177**	0.6732**	-1.5684
$\Delta X(SM)$		0.0278	-10.4367***
P(T)	-0.6528	3.0541***	
$\Delta P(T)$	-8.3982***	0.0771	
P(B)	-0.4542	1.2670***	
$\Delta P(B)$	-8.1943***	0.0512	
P(M)	-0.9168	0.5365***	
$\Delta P(M)$	-10.1237***	0.0869	
P(SM)	-1.5723	0.3463***	
$\Delta P(SM)$	-8.8387***	0.1041	
PW(TM)	-1.6153	0.2827***	
$\Delta PW(TM)$	-7.7324***	0.0735	
PW(B)	-1.8162	0.3148***	
$\Delta PW(B)$	-8.7959***	0.0950	
PW(SM)	-0.8188	0.8928***	
$\Delta PW(SM)$	-7.3274***	0.0906	
RINPC	-3.2985**	0.2188	
RIPCA	-2.8348**	0.2153	
VOLP(T)	-4.6246***	0.1597	
VOLP(B)	-4.8262***	0.3609*	-4.6752***
VOLP(M)	-6.3441***	0.2321	
VOLP(SM)	-5.6658***	0.1099	
VOLPW(TM)	-5.8563***	0.1836	
VOLPW(B)	-6.5106***	0.1001	
VOLPW(SM)	-4.5700***	0.2517	
VOLRINPC	-5.0384***	0.1128	
VOLRIPCA	-5.1848***	0.0803	
WCOR	-3.0460	0.1484**	
$\Delta WCOR$	-12.1112***	0.0277	
UCI	-3.0512**	0.4413*	-3.1436**
WAGE	-0.4074	2.0148***	-0.4102
$\Delta WAGE$	-6.4855***	0.3989*	-6.4958***
LIBOR	-1.3557	3.1160***	
$\Delta LIBOR$	-3.7808***	0.2075	
OPEN	-3.8707**	0.1795**	-3.1600
$\Delta OPEN$		0.0344	-14.1731***

\*\*\*Rejeição a 1%

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

Testes PP e KPSS estimados com núcleo espectral quadrático e janela de Andrews. Teste ADF estimado com número de lags (máximo de 30) escolhidos para minimizar o Critério de Informação de Schwarz. P-valores unicaudais obtidos de MacKinnon (1996).

Definidas as ordens de integração, o passo seguinte foi a estimação das relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Como já exposto na revisão da literatura, existe uma ampla gama de metodologias utilizadas para estimar modelos de exportação, tanto uniequacionais, baseadas na estimação somente da equação de demanda (em especial na literatura estrangeira) ou da equação de oferta (em geral o que ocorre no Brasil), como modelos com modelos simultâneos.

Considera-se que a melhor metodologia possível seja simultânea, permitindo a interação entre as dinâmicas de demanda e oferta, sem imposição de nenhuma estrutura *ad hoc* nos dados, *a la* decomposição de Choleski. Além disto, neste trabalho assume-se que existe causalidade de Granger entre explicativas e dependentes, o que está intimamente relacionado à natureza do comércio exterior. Não há sentido em supor que o câmbio ou preços correntes afetem o quantum exportado hoje, mas sim que o afetem daqui a alguns períodos. Logo, as variáveis explicativas devem ser defasadas, por um número de períodos a princípio desconhecido.

A definição da defasagem correta envolveria utilizar todos os *lags* possíveis de todas as variáveis dentro de uma mesma equação, na tradição de modelos *Augmented Distributed Lags* (ADL). A combinação disto com modelos simultâneos exige uma amostra considerável, o que é notavelmente uma limitação deste trabalho. Como se pode observar em maiores detalhes no apêndice 5.1.3, a extensão da base de dados impossibilitou a estimação de modelos simultâneos com número razoável de variáveis e/ou defasagens.

Uma base mais extensa teoricamente permitiria uma estimação mais próxima da julgada ideal. Mas se deve lembrar que o período considerado neste trabalho é marcado por uma série de particularidades, tanto institucionais como técnicas, que trariam dificuldades. O tratamento econométrico adequado para um período maior exigiria rígido controle de mudanças de regime e quebras estruturais, sendo a mais óbvia ligada à desvalorização cambial de 1999, o que diminuiria fortemente os graus de liberdade das estimações. Os ganhos de uma base mais extensa seriam, portanto, absolutamente contestáveis.

Reconhecendo estas dificuldades operacionais, optou-se por uma estratégia sub-ótima, a estimação separada (uniequacional) das equações de oferta e demanda, tal qual descritas em (4), supondo defasagens padronizadas, ou seja,

de  $n$  períodos para todas as variáveis explicativas, decidindo a melhor especificação dos modelos pela minimização do critério de informação de Schwarz (SBIC)<sup>39</sup>. Destaca-se que a estimação de equações separadas, apesar de não ser ideal, já foi utilizada no artigo de Cheng (2004). Dada a escolha de amostra e os objetivos deste trabalho, parece ser a melhor dentre as estratégias factíveis.

Note que a estimação dos modelos uniequacionais está ligada a hipóteses de identificação mutuamente excludentes. Para a estimação da oferta, assume-se que o Brasil seja *price-taker*, tomando preços como dados pelo mercado internacional e enfrentando uma curva de demanda perfeitamente preço-elástica. Para a estimação da demanda, assume-se que o país opera na parte preço-elástica de sua curva de oferta, sendo capaz de absorver eventuais variações em custos sem o devido repasse aos preços.

A estimação das relações de equilíbrio de longo prazo deve ser feita com extremo cuidado, permitindo a correta interpretação dos resultados obtidos. Sua identificação geralmente é modelada testando e impondo restrições no espaço de cointegração de *Vector Error Correction Models* (VECM), tal qual proposto, por exemplo, em Pesaran & Shin (1994) e Johansen (1995). Deve-se lembrar que é notória a instabilidade do VECM em amostras pequenas<sup>40</sup>, o que o torna uma metodologia inadequada a este trabalho.

Procurando resolver este problema, optou-se pela estimação das relações de longo prazo entre as variáveis pelo procedimento de Engle & Granger (1987), que nada mais é do que a estimação uniequacional (ou seja, imputa a existência de somente uma relação de longo prazo entre as variáveis) da cointegração e teste de estacionariedade dos resíduos desta regressão. Caso sejam estacionários, existe cointegração e relação de longo prazo entre as variáveis.

Em amostras pequenas, é comum o mau comportamento dos resíduos em uma regressão estática, o que pode levar a resultados espúrios de cointegração, ou

---

<sup>39</sup>Esta opção traz a limitação de não conseguir avaliar qual a defasagem ótima de cada variável independente em uma mesma equação, visto que todas são, por hipótese, iguais. Mesmo assim, é forma consistente de avaliar a existência da Causalidade de Granger, além de indicar as diferenças no *lag* de reação para cada fator agregado.

<sup>40</sup>Como destacado em Carvalho & Parente (1999), apesar de assintoticamente mais eficiente, para pequenas amostras, a necessidade de estimação conjunta de vários parâmetros na Metodologia de Johansen diminui sua eficiência frente a abordagens uniequacionais, devido à parametrização excessiva frente o número de graus de liberdade. Para maiores informações veja Hamilton (1994).

seja, reconhecer uma relação de equilíbrio de longo prazo quando de fato não existe (e vice-versa)<sup>41</sup>. Procurando evitar isto, os coeficientes de longo prazo foram estimados através de regressões dinâmicas. Entre todas as metodologias possíveis, optou-se pelo *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS) de Stock & Watson (1993), na tradição de artigos da literatura estrangeira, em especial Giorgianni & Milesi-Ferretti (1997) e Cheng (2004)<sup>42</sup>. Este nada mais é do que a estimação, por *Ordinary Least Squares* (OLS), de um modelo aumentado pela primeira diferença das variáveis não-estacionárias e de um dado número de *lags* e *leads* destas diferenças (denominado ordem), escolhido pela minimização do SBIC, seguindo o modelo geral:

$$Y = \beta_0^D + \beta_1 Z + \beta_2 W + \alpha \Delta W + \sum_{j=1} \eta_j \Delta W_{-j} + \sum_{j=1} \zeta_j \Delta W_{+j} + u_t$$

onde

$$Y \sim I(1) \tag{7}$$

$$Z \sim I(0)$$

$$W \sim I(1)$$

Apesar dos coeficientes estimados serem superconsistentes (Stock, 1987), é um erro assumir imediatamente que as relações de longo prazo obtidas sejam estruturais. A imensa maioria dos artigos que tratam das estimações de longo prazo para exportações não se preocupam com este fato, ou falham em tornar esta preocupação explícita. Somente após correta identificação os parâmetros estimados podem ser ditos estruturais e interpretados como elasticidades. Sendo assim, tomando as relações estimadas por DOLS, este artigo utilizou a metodologia de identificação proposta por Davidson (1997).

O primeiro conceito que se deve ter em mente para a identificação é o de *Irreducible Cointegration* (IC), uma relação de cointegração que deixa de sê-lo se alguma de suas variáveis é retirada. Este define o núcleo básico sobre o qual a hipótese estrutural será avaliada. Na presença de duas variáveis  $I(1)$ , toda IC fornece uma relação de equilíbrio de longo prazo estrutural e identificada. Mas se

<sup>41</sup>Para maiores informações veja Banerjee (1993).

<sup>42</sup>Mesmo na presença de variáveis não estacionárias, Stock (1987) demonstra que as estimações por OLS são superconsistentes. Em uma amostra pequena, porém, Saikonnen (1991) e Stock & Watson (1993) ressaltam que as estimativas podem sofrer problemas de autocorrelação nos resíduos, endogeneidade e simultaneidade. A solução de tais problemas em geral passa pelo uso de regressões dinâmicas, tal qual o DOLS, disciplinando os resíduos.

existem mais de duas variáveis não estacionárias, nem sempre uma IC fornece uma cointegração estrutural, visto que podem existir vetores resolvidos, ou seja, combinações lineares de irreduzíveis que também serão irreduzíveis, porém não estruturais.

O conceito definitivo de identificação, portanto, deve ser o reconhecimento, dentre as IC's, de relações estruturais, denominadas *Structural Irreducible Cointegration* (SIC), relações de cointegração que deixam de existir se alguma de suas variáveis é retirada e que não são combinações, no espaço de cointegração, de outras relações de longo prazo. A escolha das SIC's foi baseada nos seguintes teoremas:

*Teorema 1 (Davidson, 1994): Se e somente se uma relação de cointegração estrutural é identificada pela condição de posto, será irreduzível.*

*Teorema 2 (Davidson, 1997): Se uma IC possui estritamente menos variáveis do que todas as outras que possuem variáveis em comum com ela, então é uma relação estrutural sobreidentificada.*

*Teorema 3 (Davidson, 1997): Se uma IC possui uma variável que não aparece em nenhuma outra IC, então é estrutural.*

Definidas as relações de longo prazo estruturais e perfeitamente identificadas, os coeficientes obtidos podem ser interpretados como elasticidades. Note que não é obrigatório que todas as variáveis  $I(1)$  estejam presentes nas SIC's, nem que sejam únicas para uma dada equação; logo, podem existir mais de uma relação de cointegração identificada para um mesmo fator agregado, tanto em demanda quanto em oferta.

É importante perceber que o comportamento de longo prazo não será observado necessariamente no curto prazo, ou seja, as quantidades exportadas podem responder mais rápido a determinadas variáveis e seus efeitos podem se dissipar conforme o tempo passa. Tendo isto em mente, o passo seguinte foi a estimação das relações de curto prazo, o que foi feito através de modelos de correção de erros, com a seguinte forma geral:



$$\Delta Y = \beta_0 + \beta Z + \alpha \Delta W + SIC_{-1} + u_t$$

onde

$$Y \sim I(1)$$

$$Z \sim I(0)$$

$$W \sim I(1)$$
(8)

Como já dito anteriormente, assume-se que a oferta seja perfeitamente preço-inelástica no curto prazo, reflexo da incapacidade de ajuste da produção, ou do destino dos produtos produzidos (interno vs. externo) em um curto espaço de tempo. Como as variáveis explicativas do modelo deste trabalho são, por hipótese, defasadas, não há problema de simultaneidade ou endogeneidade nas estimativas; todas as variáveis independentes são exógenas. Deve-se perceber que, como pode existir mais de uma SIC para um mesmo fator agregado no longo prazo, também pode existir mais de uma correção de erros ( $SIC_{-1}$ ), levando a dinâmicas distintas, para um dado fator, também no curto prazo<sup>43</sup>.

Definidas as ordens de integração das variáveis, estimadas as relações de longo prazo perfeitamente identificadas e as relações de curto prazo a elas relacionadas, o último passo é a inferência, ou seja, avaliar a significância das variáveis obtidas. Na presença de distúrbios esféricos, ou seja, homocedásticos e sem autocorrelação nos resíduos, ela é feita pela estatística  $t$  usual, em última instância derivada de uma distribuição normal padrão.

Novamente, para amostras pequenas, tal procedimento deve ser visto com grandes ressalvas, ressalvas que a literatura falha em tornar explícitas. Sabe-se que a aproximação normal é tão mais válida quanto maior for a amostra utilizada, mas não se sabe qual o tamanho de amostra mínimo para que a inferência seja adequada. Reconhecendo esta limitação, neste trabalho foram utilizados dois procedimentos para inferência das elasticidades estimadas, sem fazer juízo sobre qual é o mais correto. A primeira inferência foi baseada em MacKinnon (1991), doravante McK, que calcula intervalos de confiança por uma aproximação dos valores críticos assintóticos, parecendo funcionar particularmente bem em

---

<sup>43</sup>A análise *in sample* das equações estimadas, tanto para o curto como para o longo prazo, pode ser observada no apêndice 5.1.4.

amostras pequenas<sup>44</sup>. A segunda inferência foi feita pelo *Bootstrap*<sup>45</sup>, de Efron (1979), que nada mais é do que levantar a distribuição empírica dos coeficientes estimados através de milhares de iterações do modelo original, baseadas em reparametrizações utilizando resíduos sorteados aleatoriamente.

Como McK é uma metodologia oferecida em pacotes econométricos e o *Bootstrap* foi implementado com controle das hipóteses implícitas, na ocorrência de resultados díspares será dada preferência aqueles obtidos pela segunda.

## 2.4

### Resultados da estimação

Nas seções anteriores buscou-se definir novos modelos e novas metodologias de estimação para as equações de exportação brasileiras. Foi destacado que o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2005 é estruturalmente distinto de períodos anteriores, de modo que utilizar formas funcionais propostas anteriormente não seria adequado. Em especial procura-se entender como as quantidades comercializadas continuaram a crescer mesmo frente à apreciação cambial.

Uma série de inovações foram propostas para melhorar a qualidade dos modelos, tentativamente dando um passo adiante no entendimento da dinâmica das exportações brasileiras. Destacam-se a separação de preços entre os inter-setoriais (taxa de câmbio real efetiva) e intra-setoriais (preços de exportação interno e externo), permitindo obter elasticidades não usuais na literatura, a hipótese de que o comércio exterior funciona como um mercado de futuros (ou seja, valores defasados das variáveis explicativas afetam o quantum corrente, sendo a defasagem escolhido por critérios econométricos) e o cuidado com os efeitos da crise argentina sobre as exportações, em especial de manufaturas (dada a importância deste parceiro comercial).

Nesta seção são apresentadas as elasticidades estimadas considerando estas inovações, buscando testar sua validade e sempre se preocupando com a melhor estimação possível dada a pequena amostra utilizada. Dentre diversos métodos, optou-se pelo DOLS (OLS dinâmico) de Stock & Watson, por ser de

---

<sup>44</sup>Para maiores informações vide Maddala & Kim (1998).

<sup>45</sup>Para maiores informações vide Efron & Tibshirani (1993).

fácil implementação e observado com frequência na literatura estrangeira<sup>46</sup>. Considerando que podem existir diferenças nas elasticidades de acordo com o prazo (longo e curto), teve-se extremo cuidado com a interpretação correta das estimativas, principalmente de longo prazo, calcadas na identificação adequada dos coeficientes obtidos. Para tal, utilizou-se o conceito de cointegração estrutural e irreduzível (SIC) de Davidson (1997)<sup>47</sup>, segundo o qual não é necessário que todas as variáveis estejam presentes nos modelos identificados de longo prazo nem que exista uma única identificação possível<sup>48</sup>.

Reforçando a preocupação com a validade das inovações, os resultados serão apresentados da seguinte forma, tanto para demanda quanto para oferta. No primeiro passo, utilizando a estimação dinâmica, são comparadas as elasticidades de longo prazo de modelos para exportações agregadas obtidas com as formas usuais da literatura, que podem ser observadas em (1), e com as formas funcionais propostas neste trabalho, destacando quaisquer diferenças. No segundo passo são comparadas as elasticidades de longo e curto prazos para as formas funcionais propostas neste trabalho, lembrando que se assume inércia nas quantidades ofertadas no curto prazo (logo só o longo prazo é estimado para a oferta). Reconhecendo que as estimações agregadas podem ser incompletas, o último passo separa as estimativas por fator agregado, procurando refinar os resultados obtidos, tanto para longo como para curto prazo, quando este é aplicável. A seguir são apresentadas as elasticidades para os modelos de demanda e oferta por exportações brasileiras.

---

<sup>46</sup>No modelo dinâmico utilizado (DOLS) é necessário definir a ordem, ou seja, o número de *lags* e *leads* da diferença das variáveis I(1) utilizados para disciplinar os resíduos. Para os modelos de demanda, a ordem de todos os DOLS foi um, ao passo que para oferta todos foram de segunda ordem.

<sup>47</sup>Maiores detalhes estão na seção anterior (N.A.)

<sup>48</sup>Tais possibilidades não foram consideradas pela literatura de exportação pesquisada. Sempre que os vetores de longo prazo não tiverem todas as variáveis explicativas, o leitor pode observar os resultados para vetores cheios no apêndice 5.1.5, destacando que as estimativas não são estruturais e não podem ser interpretadas como elasticidades.

## 2.4.1

### Modelos uniequacionais de demanda

#### 2.4.1.1

#### Comparação com a literatura: longo prazo

Modelos uniequacionais de demanda geralmente não são estimados para as exportações brasileiras, pois se assume que o país seja *price-taker*, dado sua pequena participação no comércio mundial. O modelo usual de demanda por exportações da literatura, como já dito, incorpora como determinantes das quantidades comercializadas uma medida de absorção externa e uma medida de preços relativos. A variável usual de preços relativos é a relação entre os preços de exportação de um dado país e de seus concorrentes, mas não raro a taxa de câmbio real efetiva também é utilizada.

Uma das principais inovações propostas neste artigo é separar estas duas medidas de preços em dinâmicas distintas, que não são substitutas. Observa-se na tabela 6 que, para o período analisado, a renda mundial foi a variável mais relevante para a demanda por exportações brasileiras no longo prazo, independente da medida de preços relativos utilizada<sup>49</sup>. Além disso, quando utilizados preços brasileiros e preços do concorrente o último não foi significativo, o que pode ser interpretado como certa diferenciação dos produtos brasileiros frente aos de seus concorrentes estrangeiros.

---

<sup>49</sup>A minimização do SBIC indicou que a defasagem ótima das variáveis explicativas foi de três meses, para as duas formas funcionais da literatura.

Tabela 6: Exportação - Inovações à literatura de demanda

Variáveis	Literatura I	Literatura II	Este trabalho
<b>WCOR</b>	1.0212***	1.4387***	1.3474***
<b>P(T)</b>		-1.2807***	-0.9881***
<b>PW(T)</b>		0.2995	0.1617
<b>RIPCA</b>	0.3710***		0.1127
<b>VOLP(T)</b>			0.0189**
<b>VOLPW(T)</b>			0.0041
<b>VOLRIPCA</b>			0.0096
<b>R<sup>2</sup>-adj.</b>	0.9000	0.9017	0.9114
<b>Durbin-Watson</b>	1.4884	1.5979	1.9314

\*\*\*Rejeição a 1%

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

Estimação por DOLS e inferência por *Bootstrap*. R<sup>2</sup>-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo. Durbin-Watson mede autocorrelação residual. RIPCA é o câmbio real efetivo para IPCA. Resultados são os mesmos para RINPC, mas não foram reportados.

O modelo proposto neste trabalho, além de utilizar ambas as medidas de preços, também incorpora suas volatilidades, com a idéia de que uma maior variabilidade de preços implicaria em maior incerteza quanto aos preços das quantidades comercializadas, o que poderia fazer com que o demandante mudasse de fornecedor. Observa-se que, mesmo com estas mudanças, a renda mundial continuou sendo a variável mais importante, ao passo que, dentre os preços, somente os de exportação brasileiros importariam para as escolhas do demandante. Se considerados preços de exportação e câmbio, o último não foi relevante, um resultado não encontrado na literatura. Além disto, a volatilidade dos preços brasileiros, mesmo que com baixa elasticidade, apareceu com sinal contra intuitivo.

Há duas lições que podem ser tiradas destas estimações. Em primeiro lugar, a renda mundial se sobrepõe a quaisquer preços, independentemente da especificação e do modelo estimado. Este é um resultado forte, que deve ser bem qualificado. Em segundo lugar, utilizando outras medidas de preços relativos que não o câmbio em uma mesma equação, este deixa de ser significativo. Este resultado se alinha ao comportamento do quantum exportado frente à apreciação cambial e sugere que a participação do câmbio possa ter sido sobreestimada pela literatura. Deve-se lembrar que este é um modelo de demanda, pouco usual para

dados brasileiros, o que dificulta a comparação com os resultados encontrados em outros trabalhos.

Destaca-se por último que, apesar das diferentes especificações, há poucas mudanças dos ajustes dos modelos, mas os resíduos da forma funcional proposta neste trabalho parecem ser muito mais bem comportados do que os relacionados às equações da literatura.

#### 2.4.1.2

##### **Separação por fator agregado: longo e curto prazo**

Observadas as diferenças entre os modelos da literatura e o proposto neste trabalho, esta seção compara os resultados de longo e curto prazo para a demanda por exportações brasileiras, tanto no consolidado como separado por fator agregado. Espera-se que existam grandes diferenças entre os prazos e entre as desagregações, sendo que manufaturas devem se aproximar das elasticidades obtidas para o total, dada a sua participação na pauta de exportações. Além disso, os efeitos da crise argentina podem ter sido relevantes sobre os fluxos comerciais brasileiros.

#### 2.4.1.2.1

##### **Total**

Como visto na seção anterior, no longo prazo os modelos estimados indicaram que a renda externa foi a variável mais importante para explicar a demanda por exportações brasileiras. Nesta seção busca-se qualificar este resultado, apresentando-o para o câmbio real efetivo calculado pelo INPC, utilizando as inferências de *Bootstrap* e McK e comparando com as elasticidades de curto prazo. Destaca-se que em todos os modelos a minimização do SBIC indicou que a melhor defasagem das variáveis explicativas foi de três meses e que as SIC's possuem todas as variáveis I(1) possíveis.

Na tabela 7 são apresentados os resultados para longo e curto prazo quando se considera o agregado de exportações, incluindo aquelas com destino à Argentina. É possível observar que não há grandes diferenças entre os resultados de longo prazo para medidas alternativas de câmbio (com ajustes virtualmente

idênticos), sendo as elasticidades de renda e preços estimadas para RINPC levemente superiores àsquelas estimadas para RIPCA.

A renda externa e os preços de exportação brasileiros foram as variáveis relevantes, com as volatilidades de preços aparecendo com sinais contra-intuitivos em ambas as especificações, mas irrelevantes ou com pequenas elasticidades.

Como esperado, houve grandes diferenças nas elasticidades de curto prazo em relação ao observado para um período mais longo. Em primeiro lugar, o ajuste dos modelos caiu virtualmente pela metade, indicando que a dinâmica por exportações não é tão bem explicada, no curto prazo, pelo modelo proposto.

De fato, somente a renda foi significativa, reforçando a importância da absorção externa na demanda por exportações brasileiras. Nem medidas de preços nem câmbio foram significantes, independentemente da especificação estimada, e a volatilidade do câmbio teve elasticidade com sinal inesperado, porém muito pequena, indicando pouca relevância na escolha do demandante. Destaca-se que o ajuste ao equilíbrio de longo prazo foi rápido, dado a elevada elasticidade da correção de erros.

Tabela 7: Exportação - Demanda total

Variáveis	Curto Prazo	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj.	Longo Prazo	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj
WCOR	0.4932	***	***		1.4179	***	***	
P(T)	0.8511				-1.1475	***	***	
PW(T)	0.1440				0.1962			
RINPC	0.0195				0.0669			
VOLP(T)	0.0064				0.0188	*		
VOLPW(T)	0.0068				0.0045			
VOLRINPC	0.0152	*	*		0.0108			
SIC(-1)	-0.8371	***	***					
				0.4418				0.9108
WCOR	0.5034	***	***		1.3474	***	***	
P(T)	0.7946				-0.9881	**	***	
PW(T)	0.0545				0.1617			
RIPCA	0.0248				0.1127			
VOLP(T)	0.0072				0.0189	*	**	
VOLPW(T)	0.0065				0.0041			
VOLRIPCA	0.0126		*		0.0096			
SIC(-1)	-0.8345	***	***					
				0.4376				0.9114

\*\*\*Rejeição a 1%

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

No longo prazo, estima-se pelo DOLS. No curto prazo, estimativa por OLS, respeitando a escolha da SIC. McK é a inferência baseada nos desvios-padrão obtidos das simulações de Mackinnon (1991). Bootstrap é a inferência baseada nas distribuições empíricas dos coeficientes estimados. R<sup>2</sup>-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo.

A participação da Argentina como parceiro comercial brasileiro sempre foi elevada e sofreu forte golpe com a crise de 2001, quando este país caiu algumas posições no ranking de recipientes das exportações nacionais em um curtíssimo espaço de tempo. Como a crise ocorreu no meio do período analisado neste trabalho, cabe avaliar a possibilidade de que tenha tido impactos sobre a demanda agregada por exportações.

A tabela 8 sugere que a importância da crise argentina para o comércio exterior brasileiro não foi tão grande como a princípio se supunha. Observa-se que, no longo prazo, parece existir uma maior importância marginal da absorção externa, o que é razoável dado que foi retirado da amostra um país que passou por uma grave crise, com queda na renda e no consumo. Os resultados de curto prazo também forneceram evidência desse comportamento. A participação dos preços de exportação foi um pouco menor no longo prazo e manteve-se insignificante no curto prazo, reforçando a maior participação da renda.

Tabela 8: Exportação - Demanda total ex-Argentina

Variáveis	Curto Prazo	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj.	Longo Prazo	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj.
WCOR	0.5034	***	***		1.6962	***	***	
P(T)	0.7946				-0.7941	**	**	
PW(T)	0.0545				0.1649			
RINPC	0.0248				0.0447			
VOLP(T)	0.0072				0.0298	**	**	
VOLPW(T)	0.0065				0.0030			
VOLRINPC	0.0126		*		0.0138			
SIC(-1)	-0.8345	***	***					
				0.4376				0.9127
WCOR	0.5688	***	***		1.6412	***	***	
P(T)	0.8807				-0.6882	***	***	
PW(T)	-0.0644				0.1453			
RIPCA	0.0336				0.0836			
VOLP(T)	0.0147				0.0304	**	*	
VOLPW(T)	0.0068				0.0026			
VOLRIPCA	0.0141	*			0.0135			
SIC(-1)	-0.8220	***	***					
				0.4542				0.9036

\*\*\*Rejeição a 1%

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

No longo prazo, estima-se pelo DOLS. No curto prazo, estimativa por OLS, respeitando a escolha da SIC. McK é a inferência baseada nos desvios-padrão obtidos das simulações de Mackinnon (1991). Bootstrap é a inferência baseada nas distribuições empíricas dos coeficientes estimados. R<sup>2</sup>-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo.



As estimativas alternativas de demanda indicam que, tanto no curto como no longo prazo, a renda externa foi o principal determinante da demanda por exportações brasileiras, com ou sem Argentina. Dentre os preços, somente os de exportação brasileiros foram significantes, mesmo assim no longo prazo. Ao contrário do observado na literatura, a taxa de câmbio não pareceu afetar as exportações brasileiras, resultado a princípio contra intuitivo, porém alinhado ao crescimento das exportações em um período de apreciação cambial. Os modelos desagregados a seguir buscam qualificar isto.

#### **2.4.1.2.2**

##### **Básicos**

As exportações de produtos básicos responderam por aproximadamente 30% das exportações no período analisado, acelerando fortemente a partir do final de 2001, deslocando principalmente as semi-manufaturas. Tomando a forma funcional proposta neste trabalho, a defasagem vencedora das variáveis explicativas foi novamente de três meses.

Como dito na seção metodológica, a identificação das relações de equilíbrio de longo prazo não implica necessariamente que todas as variáveis propostas estejam presentes no vetor estrutural e identificado. Para a demanda por básicos, a SIC não possui todas as variáveis  $I(1)$ , retirando os preços de exportação brasileiros. Devido a isto, optou-se também por remover da equação de longo prazo a volatilidade destes preços.

Como se observa na tabela 9, no longo prazo, independentemente da especificação testada, novamente a absorção externa parece ser a variável mais relevante, com elasticidade mais elevada do que no agregado. Além disso, o modelo de básicos possui outras diferenças importantes em relação aos observados anteriormente.

Tabela 9: Exportação - Demanda por básicos

Variáveis	Curto Prazo	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj.	Longo Prazo	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj
WCOR	0.6647	***	***		1.7011	***	***	
P(B)	1.0587	*						
PW(B)	0.0288				-0.9232	***	***	
RINPC	0.2364	*	**		0.5305	***	***	
VOLP(B)	-0.0087							
VOLPW(B)	0.0137				0.0244			
VOLRINPC	0.0276	*	**		0.0380	**	***	
SIC(-1)	-0.6479	***	***					
				0.3910				0.7955
WCOR	0.6800	***	***		1.5586	***	***	
P(B)	0.9909							
PW(B)	-0.0299				-0.8377	***	***	
RIPCA	0.2100	**	**		0.5422	***	***	
VOLP(B)	-0.0118							
VOLPW(B)	0.0132				0.0198			
VOLRIPCA	0.0240	*			0.0337	**	***	
SIC(-1)	-0.6538	***	***					
				0.3904				0.8093

\*\*\*Rejeição a 1%

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

No longo prazo, estima-se pelo DOLS. No curto prazo, estimativa por OLS, respeitando a escolha da SIC. McK é a inferência baseada nos desvios-padrão obtidos das simulações de Mackinnon (1991). Bootstrap é a inferência baseada nas distribuições empíricas dos coeficientes estimados. R<sup>2</sup>-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo.

Lembrando que do modelo não fazem parte os preços de exportação, na demanda por básicos observa-se que a taxa de câmbio foi significativa, independentemente da especificação, tanto para o longo prazo como para o curto prazo, aproximando-se dos resultados encontrados na literatura. No longo prazo, preços de exportação do concorrente também foram relevantes, com elasticidades elevadas e de sinal inesperado. Poder-se-ia alegar que tal comportamento espúrio foi resultado da supressão dos preços brasileiros, mas com a relação de equilíbrio de longo prazo (não identificada), que utiliza todas as variáveis  $I(1)^{50}$ , ocorreu o mesmo.

No curto prazo, a renda externa manteve-se como a variável mais importante. Os preços do concorrente estrangeiro, com elasticidades muito mais baixas, tiveram sinal esperado para RINPC e contrário para RIPCA, sendo insignificantes em ambos os casos, o que é mais uma evidência de seu comportamento errático. A correção de erros indicou um ajuste ao equilíbrio de

<sup>50</sup>Vide apêndice 5.1.5.

longo prazo mais lento do que no agregado, mas ainda rápido, com mais da metade da diferença sendo coberta a cada período.

### 2.4.1.2.3

#### Manufaturas

As exportações de manufaturas possuem grande importância na pauta brasileira, correspondendo por um pouco mais de 50% das mercadorias comercializadas. Como já destacado anteriormente, para a Argentina a participação das manufaturas é muito maior, quase de 90%, o que reforça a importância de controlar os efeitos da crise neste país sobre a demanda deste fator agregado. Dados os resultados para o total, espera-se que tal controle não implique em grandes diferenças. A minimização do SBIC indicou a mesma defasagem vencedora dos modelos anteriores.

Tabela 10: Exportação - Demanda por manufaturas

Variáveis	Curto Prazo	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj.	Longo Prazo	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj
WCOR	0.4348	***	***		1.3166	***	***	
P(M)	-0.3331				-1.0656	***	***	
PW(M)	0.7192				0.2740			
RINPC	-0.0203				-0.0151			
VOLP(M)	-0.0066				-0.0017			
VOLPW(M)	0.0041				0.0028			
VOLRINPC	0.0045				0.0016			
SIC(-1)	-0.8158	***	***					
				0.4513				0.9401
WCOR	0.4374	***	***		1.3045	***	***	
P(M)	-0.3363				-1.0584	***	***	
PW(M)	0.6749				0.2909		*	
RIPCA	-0.0054				0.0033			
VOLP(M)	-0.0065				-0.0019			
VOLPW(M)	0.0038				0.0025			
VOLRIPCA	0.0046				0.0035			
SIC(-1)	-0.8122	***	***					
				0.4517				0.9402

\*\*\*Rejeição a 1%

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

No longo prazo, estima-se pelo DOLS. No curto prazo, estimativa por OLS, respeitando a escolha da SIC. McK é a inferência baseada nos desvios-padrão obtidos das simulações de Mackinnon (1991). Bootstrap é a inferência baseada nas distribuições empíricas dos coeficientes estimados. R<sup>2</sup>-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo.

Como não poderia deixar de ser, observa-se na tabela 10 que há grande semelhança entre as dinâmicas de longo e curto prazos estimadas para manufaturas e as estimadas para as exportações agregadas. As SIC's novamente possuem todas as variáveis explicativas e, no longo prazo, as elasticidades de absorção externa e os preços de exportação são as únicas significantes, levemente inferiores às observadas para o agregado. Apesar disto, o ajuste dos modelos é um pouco mais elevado, acima de 90%. No curto prazo, novamente a absorção externa foi a variável mais importante, com elasticidade em linha à observada para o agregado e mais baixa do que a de longo prazo. O mesmo padrão foi observado na correção de erros, com velocidade quase idêntica à do total. Além disto, nenhuma medida de preços ou volatilidade foi significativa.

Ao contrário do esperado, observa-se na tabela 11 que, excluindo a Argentina dos destinos das exportações brasileiras, existe uma diferença nas elasticidades de longo prazo, com os preços de exportação sendo virtualmente insignificantes em todas as especificações estimadas. Todos os outros resultados em preços se mantiveram. Como esperado, a importância da renda externa cresceu, dado que se removeu da amostra um país que passou por um choque de demanda.

Tabela 11: Exportação - Demanda por manufaturas ex-Argentina

Variáveis	Curto Prazo	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj.	Longo Prazo	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj.
WCOR	0.4531	***	***		1.5959	***	***	
P(M)	-0.3497				-0.5365		*	
PW(M)	0.6692				-0.0937			
RINPC	0.0032				0.0030			
VOLP(M)	-0.0042				0.0033			
VOLPW(M)	0.0029				0.0015			
VOLRINPC	0.0077				0.0109			
SIC(-1)	-0.6187	***	***					
				0.3522				0.9265
WCOR	0.4572	***	***		1.5436	***	***	
P(M)	-0.3726				-0.4227		*	
PW(M)	0.5925				-0.0656			
RIPCA	0.0196				0.0589			
VOLP(M)	-0.0043				0.0027			
VOLPW(M)	0.0025				0.0013			
VOLRIPCA	0.0069				0.0096			
SIC(-1)	-0.6164	***	***					
				0.3532				0.9272

\*\*\* Rejeição a 1%

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

No longo prazo, estima-se pelo DOLS. No curto prazo, estimativa por OLS, respeitando a escolha da SIC. McK é a inferência baseada nos desvios-padrão obtidos das simulações de Mackinnon (1991). Bootstrap é a inferência baseada nas distribuições empíricas dos coeficientes estimados. R<sup>2</sup>-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo.

No curto prazo, por sua vez, as elasticidades de renda externa estimadas foram virtualmente as mesmas do modelo sem retirar a Argentina, ao passo que o ajuste ao equilíbrio de longo prazo parece ser um pouco mais lento, afastando-se do modelo para demanda por exportações agregadas e se aproximando da velocidade observada para a demanda por básicos. De maneira geral, portanto, no curto prazo o modelo se comportou como o modelo para exportações agregadas.

#### 2.4.1.2.4

#### Semi-manufaturas

A participação das semi-manufaturas parece estar diminuindo nos últimos anos, com velocidade de crescimento menor do que a dos outros fatores agregados. Atualmente situa-se perto de 15%, levemente abaixo da parcela de básicos. Com defasagem de três meses nas variáveis explicativas e com todas as variáveis compondo o equilíbrio estrutural de longo prazo, as estimativas, presentes na tabela 12, indicam um padrão de comportamento muito similar ao dos outros fatores agregados.

Tabela 12: Exportação - Demanda por semi-manufaturas

Variáveis	Curto Prazo	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj.	Longo Prazo	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj.
WCOR	0.6717	***	***		1.3138	***	***	
P(SM)	-0.6715				-0.6861	*	*	
PW(SM)	0.5819				-0.3008			
RINPC	-0.0228				-0.0322			
VOLP(SM)	0.0150				0.0148			
VOLPW(SM)	0.0036				0.0102			
VOLRINPC	0.0255	**	***		0.0283	**	**	
SIC(-1)	-0.7720	***	***					
				0.4266				0.6243
WCOR	0.6830	***	***		1.2118	***	***	
P(SM)	-0.7706				-0.6624			
PW(SM)	0.5000				-0.2364			
RIPCA	0.0071				0.0530			
VOLP(SM)	0.0150				0.0151			
VOLPW(SM)	0.0016				0.0092			
VOLRIPCA	0.0167				0.0195			
SIC(-1)	-0.7696	***	***					
				0.4106				0.6166

\*\*\*Rejeição a 1%

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

No longo prazo, estima-se pelo DOLS. No curto prazo, estimativa por OLS, respeitando a escolha da SIC. McK é a inferência baseada nos desvios-padrão obtidos das simulações de Mackinnon (1991). Bootstrap é a inferência baseada nas distribuições empíricas dos coeficientes estimados. R<sup>2</sup>-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo.

No longo prazo, novamente a renda externa foi a variável mais importante, um comportamento ocorrido em todos os fatores agregados e para a demanda por exportações totais. A evidência da participação desta variável parece conclusiva. A taxa de câmbio real não foi significativa em nenhuma especificação, ao passo que existiram pequenas mudanças no comportamento dos preços de exportação brasileiros e da volatilidade da taxa de câmbio de acordo com a especificação estimada. Dados os elevados níveis de significância obtidos para os preços de exportação brasileiros na especificação com RINPC e sua insignificância para RIPCA, não parece que tenham grande importância nas decisões do demandante. Os resultados, portanto, se aproximam muito daqueles obtidos para manufaturados.

No curto prazo, manteve-se o padrão observado, com a renda externa sendo claramente a variável determinante das escolhas de demanda pelos produtos brasileiros e com a correção de erros indicando elevada velocidade de convergência ao equilíbrio de longo prazo.

## **2.4.2**

### **Modelos uniequacionais de oferta**

#### **2.4.2.1**

##### **Comparação com a literatura: longo prazo**

A seção anterior apresentou os resultados para as estimações do modelo de demanda por exportações brasileiras, destacando que a renda externa e os preços de exportações nacionais foram os principais determinantes da escolha do consumidor representativo estrangeiro, demandante de nossas exportações.

Deve-se sempre lembrar que tal abordagem não é usual, visto que a literatura brasileira em geral considera o país um tomador de preços no mercado internacional. Desta forma, a demanda por seus produtos estaria dada, concentrando esforços sobre a estimação de oferta. O único estudo dentre os pesquisados que forneceu evidência de uma demanda preço-elástica foi o de Cavalcanti & Ribeiro (1998), mesmo assim somente para exportações de básicos.

Nesta seção volta-se à dinâmica de oferta, destacando as diferenças entre o modelo sugerido neste trabalho e o padrão da literatura, que pode ser observado

na equação (1). O modelo usual relaciona o quantum exportado a uma medida da rentabilidade relativa entre produção ofertada no mercado doméstico e no mercado externo, usualmente medida pela taxa de câmbio real efetiva, a uma medida de custos domésticos de produção e a uma medida dos ciclos de atividade interna. Alguns modelos incorporam a volatilidade do câmbio como uma medida de risco, o que também foi feito neste trabalho.

Foram propostas algumas mudanças em relação à modelagem usual. Em primeiro lugar, considera-se que existem duas dinâmicas em preços, uma inter-setorial, ligada à taxa de câmbio real efetiva e que mede a alocação relativa entre *tradables* e *non-tradables* na economia, e outra intra-setorial, modelada via preços de exportação, indicando uma preferência por obtenção de divisas em moeda forte, por razões precaucionais. Em segundo lugar, a abertura comercial pode impactar as decisões de oferta externa, pois diminui os custos de transação. Por último, uma variável de custos financeiros foi incorporada ao modelo, dado o baixo desenvolvimento do mercado de crédito doméstico.

Já foi destacado na seção metodológica que a correta identificação das relações de equilíbrio de longo prazo não parece ser uma preocupação explícita da literatura, interpretando inadequadamente coeficientes obtidos. Esta identificação possui dois possíveis inconvenientes: (i) nem sempre se permite avaliar todas as variáveis do modelo em um mesmo equilíbrio estrutural; (ii) nem sempre há um equilíbrio estrutural único. No modelo de oferta agregado, ocorreram ambos.

Na tabela 13 se pode comparar as elasticidades de longo prazo da literatura com as propostas para o modelo deste trabalho<sup>51</sup>, utilizando modelos dinâmicos que ajudem a disciplinar os resíduos em amostras pequenas, como é o caso. Observa-se que existem dois equilíbrios de longo prazo, um que desconsidera os salários e a abertura comercial e outros que desconsidera os salários e o preço de exportação brasileiro.

---

<sup>51</sup>A minimização do SBIC indicou uma defasagem de três meses nas variáveis explicativas para o modelo da literatura e para o primeiro modelo estrutural, ao passo que para o segundo a defasagem foi de seis meses.

Tabela 13: Exportação – Inovações à literatura de oferta

Variáveis	Literatura	Este trabalho I	Este trabalho II
RIPCA	0.8882***	0.2785***	-0.0770
VOLRIPCA		0.0039	-0.0156
UCI	0.0160***	0.0052*	0.0092**
LIBOR		-0.0234***	-0.0312***
PB		1.7592***	
WAGE	2.5174***		
OPEN			0.5362***
R <sup>2</sup> -adj.	0.6579	0.8741	0.8861
Durbin-Watson	0.7710	1.7388	1.7225

\*\*\*Rejeição a 1%

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

Estimação por DOLS e inferência por *Bootstrap*. R<sup>2</sup>-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo. Durbin-Watson mede autocorrelação residual. RIPCA é o câmbio real efetivo para IPCA. Resultados são os mesmos para RINPC, mas não foram reportados.

Relacionado a estes dois equilíbrios perfeitamente identificados no longo prazo, ao contrário do modelo de demanda, no modelo de oferta há notáveis diferenças de significância e de coeficientes entre as especificações estimadas. Em primeiro lugar, os métodos de estimação dinâmicos aplicados ao modelo usual sequer foram capazes de levar a resíduos bem comportados, com a melhor medida de autocorrelação (por Durbin-Watson) abaixo de um. O modelo usual estimado, portanto, deve ser visto com ressalvas. Os modelos estruturais propostos, por sua vez, apresentam resíduos mais bem comportados e melhor ajuste.

Dito isto, a variável de custos domésticos de produção (salários), com elevado coeficiente no modelo padrão, não pôde ser avaliada nas especificações estruturais, visto que nenhuma a considera como relevante para a dinâmica de longo prazo. O mesmo ocorreu com os preços de exportação, que só apareceram em uma especificação estrutural.

Em resumo, a comparação das elasticidades de longo prazo entre a literatura e este trabalho pouco diz a respeito de evoluções na modelagem padrão. A taxa de câmbio apareceu com elasticidade elevada na literatura, ao passo que nos modelos estruturais deste trabalho possuiu grande variação de resultados, sendo significativo com sinal esperado para um equilíbrio, com elasticidade menor do que no modelo padrão, e insignificante com sinal contrário para o outro. O



único consenso que parece emergir é a mínima participação dos ciclos internos de produção na decisão de oferta da firma representativa.

#### 2.4.2.2

##### **Separação por fator agregado: longo prazo**

Na seção anterior buscou-se avaliar as diferenças entre o modelo usual da literatura e o proposto neste trabalho, comparando elasticidades estimadas para o longo prazo. Por questões econométricas, tal comparação mostrou-se bastante difícil, sendo possível auferir somente que as medidas de ciclos internos contribuem (muito pouco) para a decisão do exportador.

Lembrando que nos modelos de oferta a dinâmica de curto prazo não é estimada, nesta seção serão observadas as diferenças de comportamento das elasticidades de longo prazo para os modelos sugeridos, de acordo com cada fator agregado. Como ocorrido nos modelos de demanda, espera-se que existam diferenças sensíveis. Apresentam-se resultados calculados para o câmbio real efetivo calculado pelo INPC, e pelo IPCA, com inferência baseada tanto em *Bootstrap* e como em McK. Apesar de não ter parecido relevante anteriormente, o controle dos possíveis efeitos da crise argentina sobre o quantum exportado será novamente empreendido, especificamente para o agregado e para as manufaturas.

#### 2.4.2.2.1

##### **Total**

Tal como nos modelos de demanda, as quantidades agregadas separaram as exportações com destino à Argentina do total, buscando averiguar se a crise neste país trouxe impactos relevantes sobre a decisão do exportador brasileiro. Tanto para o modelo total como para o ex-Argentina existem duas relações de longo prazo identificadas, uma que excluiu os custos domésticos de produção e a abertura comercial e outra que excluiu os preços de exportação brasileiros e os custos domésticos de produção.

Não existe nenhum critério que defina qual das duas é mais adequada, sendo ambas analisadas. Para a primeira relação de longo prazo, a defasagem utilizada das variáveis explicativas foi de três meses, ao passo que para a segunda

a minimização do SBIC definiu seis meses como a defasagem adequada. A tabela 14 apresenta os resultados para o quantum agregado. Como já observado na seção anterior, existem grandes mudanças nos coeficientes estimados de acordo com o equilíbrio estrutural de longo prazo escolhido.

Para a primeira relação de equilíbrio, a taxa de câmbio mostrou-se significativa, com uma desvalorização incentivando a oferta de exportações, o que é um resultado padrão da literatura brasileira. Note que isto ocorreu mesmo na presença dos preços de exportação, cujo aumento incentivou fortemente a oferta, dada a elasticidade maior do que um. O custo de financiamento externo também pareceu relevante, mas com elasticidade muito pequena. Portanto, para este equilíbrio de longo prazo, a separação de preços entre inter-setoriais (taxa de câmbio) e intra-setoriais (preço de exportação) é capaz de fornecer uma nova informação acerca das decisões de oferta sem abandonar os resultados da literatura.

Tabela 14: Exportação - Oferta total

Variáveis	Longo prazo (I)	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj.	Longo Prazo (II)	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj
RINPC	0.2836	**	***		-0.0961			
VOLRINPC	0.0013				-0.0218	**	*	
UCI	0.0051				0.0096	**	**	
LIBOR	-0.0260	***	***		-0.0312	***	***	
PT	1.7938	***	***					
WAGED OPEN								
				0.8741	0.5190	***	***	0.8903
RIPCA	0.2785	**	***		-0.0770			
VOLRIPCA	0.0039				-0.0156			
UCI	0.0052	*	*		0.0092	**	**	
LIBOR	-0.0234	***	***		-0.0312	***	***	
PT	1.7592	***	***					
WAGED OPEN								
				0.8741	0.5362	***	***	0.8861

\*\*\*Rejeição a 1%

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

Estimação por DOLS. McK é a inferência baseada nos desvios-padrão obtidos das simulações de Mackinnon (1991). Bootstrap é a inferência baseada nas distribuições empíricas dos coeficientes estimados. R<sup>2</sup>-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo.

Tal conciliação entre a literatura anterior e este trabalho se perde na segunda relação identificada de longo prazo. Como visto na seção anterior, apesar de não considerar a separação de preços, que parece a hipótese mais forte deste

trabalho, os resultados diferiram dramaticamente tanto da outra relação de equilíbrio como da literatura tradicional<sup>52</sup>.

A taxa de câmbio, a única medida de preços considerada, não só possuiu sinal contra-intuitivo como foi insignificante. A variável de ciclos internos continuou com elasticidade muito próxima de zero e os custos financeiros mantiveram sua relevância. A volatilidade cambial, utilizada como uma medida de risco, indica retração das exportações frente a variações no câmbio, sendo significativa somente para uma medida deste. Este equilíbrio não permite avaliar o comportamento dos preços de exportação, mas possibilitou destacar a participação da abertura comercial no processo de decisão da firma exportadora, corroborando a idéia de que esta diminui os custos de exportação e facilita a atividade.

Como se pode observar na tabela 15, tal como ocorrido em relação à demanda, os resultados expurgando a participação argentina foram muito próximos dos descritos acima. Independentemente da relação estrutural, todas as variáveis relevantes foram estritamente as mesmas, com níveis de significância praticamente idênticos. O ajuste dos modelos também foi virtualmente o mesmo.

Tabela 15: Exportação - Oferta total ex-Argentina

Variáveis	Longo prazo (I)	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj.	Longo Prazo (II)	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj
RINPC	0.3087	**	**		-0.1274			
VOLRINPC	0.0035				-0.0227	**	*	
UCI	0.0058	*			0.0102	**	**	
LIBOR	-0.0298	***	***		-0.0333	***	***	
PT	2.6708	***	***					
WAGED								
OPEN					0.8496	***	***	
				0.8998				0.9122
RIPCA	0.2905	**	**		-0.1084			
VOLRIPCA	0.0060				-0.0169	*		
UCI	0.0061	*	*		0.0098	**	**	
LIBOR	-0.0273	***	***		-0.0337	***	***	
PT	2.6256	***	***					
WAGED								
OPEN					0.8684	***	***	
				0.8993				0.9096

\*\*\*Rejeição a 1%

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

Estimação por DOLS. McK é a inferência baseada nos desvios-padrão obtidos das simulações de Mackinnon (1991). Bootstrap é a inferência baseada nas distribuições empíricas dos coeficientes estimados. R<sup>2</sup>-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo.

<sup>52</sup>Como se pode observar no apêndice 5.1.5, as relações de longo prazo não identificadas, que utilizam todas as variáveis não-estacionárias e que são o padrão da literatura, aproximam-se muito mais da primeira relação identificada estimada, inclusive para o quantum ex-Argentina.

No modelo sem Argentina, medidas de rentabilidade em moeda estrangeira (preço de exportação) e facilidade de colocação dos produtos em outros mercados (abertura comercial) ganharam mais força em suas respectivas relações de equilíbrio. Cabe notar que na primeira a elasticidade dos preços de exportação praticamente dobrou, sem mudanças significantes nas outras variáveis do modelo.

A existência de dois equilíbrios dificulta a análise da dinâmica de oferta agregada, mas, combinando modelos com e sem Argentina, se pode dizer que há evidência de que os preços de exportação, taxa de câmbio real e abertura comercial sejam as principais componentes da escolha da firma representativa. Como sempre, os modelos agregados precisam de maiores qualificações, ainda mais quando as conclusões são uma combinação de resultados obtidos em estimações diferentes.

#### **2.4.2.2.2**

##### **Básicos**

Tendo em vista que os resultados agregados foram obtidos combinando resultados de equilíbrios distintos, espera-se que as desagregações possam fortalecer a evidência de que os preços de exportação, a taxa de câmbio e a abertura comercial sejam, de fato, as variáveis mais relevantes. Para tal, seria interessante que as três variáveis estivessem presentes em um mesma relação estrutural.

Para os produtos básicos, ocorre exatamente isto. Utilizando variáveis explicativas defasadas em três meses, a única relação de equilíbrio identificada, cujos coeficientes podem ser interpretados como elasticidades, é a que desconsidera custos, tanto domésticos como financeiros, como se pode ver na tabela 16.

Tabela 16: Exportação - Oferta de básicos

Variáveis	Coefficientes	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj.
RINPC	0.7982	***	***	
VOLRINPC	0.0317			
UCI	-0.0020			
LIBOR				
PB	-0.6244			
WAGED				
OPEN	1.0850	***	***	0.7090
RIPCA	0.8019	***	***	
VOLRIPCA	0.0287	*	*	
UCI	0.0020			
LIBOR				
PB	-0.4046			
WAGED				
OPEN	0.8610	***	***	0.7465

\*\*\*Rejeição a 1%

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

Estimação por DOLS. McK é a inferência baseada nos desvios-padrão obtidos das simulações de Mackinnon (1991). Bootstrap é a inferência baseada nas distribuições empíricas dos coeficientes estimados. R<sup>2</sup>-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo.

Os resultados apontaram para a relevância da taxa de câmbio e da abertura comercial, porém os preços de exportação não somente apareceram com sinal inesperado como foram insignificantes<sup>53</sup>. As elasticidades obtidas para ambas as variáveis foram maiores do que as observadas para o agregado, indicando que a oferta de produtos básicos sofre mais com apreciações cambiais e com pouca abertura comercial do que o total das exportações. Além destes resultados, na especificação com RIPCA, a volatilidade da taxa de câmbio indicou um leve aumento da propensão a exportar frente a variações da taxa de câmbio, um resultado em linha com o encontrado na literatura.

### 2.4.2.2.3

#### Manufaturas

Dada a grande participação das manufaturas na pauta de exportações brasileiras, supõe-se que suas elasticidades e variáveis relevantes na identificação de longo prazo sejam similares às do agregado. Para verificar esta hipótese foram

<sup>53</sup>Como se pode observar no apêndice 5.1.5 a estimação da relação de equilíbrio não estrutural leva a preços de exportação novamente insignificantes, mesmo que com o sinal esperado, reforçando sua pouca relevância para as exportações de básicos.

estimadas equações com quantum expurgado das exportações com destino à Argentina. Nos modelos de demanda e no de oferta de exportações agregadas tal separação não levou a grandes mudanças nas elasticidades estimadas, sugerindo que a crise argentina não teve grandes impactos sobre a dinâmica das exportações brasileiras.

Como se pode observar na tabela 17, apesar da grande participação das manufaturas no total, houve somente uma relação identificada no longo prazo, até aqui não observada, que excluiu do equilíbrio os custos financeiros e os preços de exportação. Com três meses de defasagem nas variáveis explicativas, o modelo estimado sugeriu que somente a abertura comercial fosse relevante para as manufaturas.

Tabela 17: Exportação - Oferta de manufaturas

Variáveis	Coefficientes	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj.
RINPC	0.0695			
VOLRINPC	0.0121			
UCI	-0.0054			
LIBOR				
PM				
WAGED	-0.9262	*	**	
OPEN	1.0068	***	***	
				0.8836
RIPCA	0.1264			
VOLRIPCA	0.0075			
UCI	-0.0057			
LIBOR				
PM				
WAGED	-0.7114			
OPEN	0.9532	***	***	
				0.8839

\*\*\*Rejeição a 1%

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

Estimação por DOLS. McK é a inferência baseada nos desvios-padrão obtidos das simulações de Mackinnon (1991). Bootstrap é a inferência baseada nas distribuições empíricas dos coeficientes estimados. R<sup>2</sup>-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo. Os resíduos sobrevivem a testes de autocorrelação.

De fato, as elasticidades obtidas surpreenderam, principalmente porque foram muito distintas do agregado, o que não ocorreu nas equações de demanda. A taxa de câmbio, mesmo sendo a única variável de preços utilizada, apareceu com elasticidade pequena e insignificante tanto para RINPC como para RIPCA,

ao contrário do ocorrido para a oferta agregada<sup>54</sup>. Os custos domésticos, por sua vez, tiveram elasticidades elevadas, próximas de um, mas significantes somente para uma medida de câmbio. As elasticidades da abertura foram as mais elevadas até agora observadas, virtualmente unitárias.

Tais diferenças em relação ao modelo agregado ficaram ainda mais claras quando se retirou a Argentina da amostra, como se pode observar na tabela 18. É importante destacar que em todos os modelos, tanto em demanda quanto em oferta, a exclusão da Argentina como destino das exportações brasileiras não trouxe grandes diferenças para os coeficientes estimados. Sendo assim, a hipótese de que a crise argentina tenha afetado as exportações brasileiras de maneira significativa não parece válida, sugerindo que houve redirecionamento das exportações frente ao choque de absorção ocorrido no país vizinho.

Tabela 18: Exportação - Oferta de manufaturas ex-Argentina

Variáveis	Coefficientes	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj.
RINPC	0.0497			
VOLRINPC	0.0132			
UCI	-0.0031			
LIBOR PM				
WAGED	-0.0186			
OPEN	0.9594	***	***	0.9050
RIPCA	0.0965			
VOLRIPCA	0.0081			
UCI	-0.0034			
LIBOR PM				
WAGED	-0.1708			
OPEN	0.9103	***	***	0.9048

\*\*\*Rejeição a 1%

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

Estimação por DOLS. McK é a inferência baseada nos desvios-padrão obtidos das simulações de Mackinnon (1991). Bootstrap é a inferência baseada nas distribuições empíricas dos coeficientes estimados. R<sup>2</sup>-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo.

<sup>54</sup>É importante perceber que a identificação do modelo de longo prazo não permitiu avaliar a separação entre preços de exportação e taxa de câmbio, cada qual representando um efeito distinto sobre as decisões da firma representativa. Como se pode observar no apêndice 5.1.5, a estimação das relações de equilíbrio não estruturais de longo prazo indicou que tanto taxa de câmbio como preços de exportação foram insignificantes para a decisão do exportador no período analisado.

Novamente em nenhuma especificação a taxa de câmbio, a volatilidade, os ciclos internos e os custos domésticos foram relevantes, sendo as elasticidades observadas para a abertura comercial praticamente idênticas às do modelo sem a exclusão da Argentina. O modelo de manufaturas, portanto, reforça a evidência de que a abertura comercial é de grande importância no aumento da oferta de produtos brasileiros no exterior.

#### **2.4.2.2.4**

##### **Semi-manufaturas**

A última desagregação a ser testada para a oferta é a de produtos semi-manufaturados. Tal como ocorrido no modelo agregado, existem duas identificações de longo prazo possíveis e não há nenhum critério que permita escolher entre elas. Para defasagens de três meses nas variáveis explicativas sugeridas pela minimização do SBIC, a primeira relação estrutural não considera os custos, tanto doméstico quanto financeiro (o que foi observado na oferta de básicos) ao passo que a segunda não considera os custos financeiros e os preços de exportação (tal qual manufaturas).

Tal identificação ajuda muito na tarefa de avaliar qual das variáveis é a mais importante dentre a taxa de câmbio, os preços de exportação e a abertura comercial, cuja importância foi sugerida pelos resultados obtidos nos modelos agregados. Como se pode observar na tabela 19, para a primeira relação estrutural tanto a taxa de câmbio como a abertura foram importantes na decisão de oferta deste fator agregado, ao passo que preços de exportação não o foram.



Tabela 19: Exportação - Oferta de semi-manufaturas

Variáveis	Longo prazo (I)	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj.	Longo Prazo (II)	McK	Bootstrap	R <sup>2</sup> -adj
RINPC	0.4511	**	***		0.7459	***	***	
VOLRINPC	0.0303	*	**		0.0281			
UCI	-0.0133	**	***		-0.0200	***	***	
LIBOR								
PSM	-0.0145							
WAGED					0.4475			
OPEN	0.6572	***	***		0.5283	***	***	
				0.4978				0.5076
RIPCA	0.5628	***	***		0.6482	***	***	
VOLRIPCA	0.0225	*	**		0.0149			
UCI	-0.0116	**	**		-0.0167	**	***	
LIBOR								
PSM	0.4299							
WAGED					0.7317			
OPEN	0.3332				0.3813	**	***	
				0.5389				0.5477

\*\*\*Rejeição a 1%

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

Estimação por DOLS. McK é a inferência baseada nos desvios-padrão obtidos das simulações de Mackinnon (1991). Bootstrap é a inferência baseada nas distribuições empíricas dos coeficientes estimados. R<sup>2</sup>-adj é o coeficiente explicativo ponderado pelos graus de liberdade do modelo.

É importante ressaltar que a relevância da abertura comercial não sobreviveu a mudanças na taxa de câmbio, que sempre foram significantes<sup>55</sup>. Além destas duas variáveis, a volatilidade do câmbio apontou leve preferência por receitas em moeda forte, incentivando as exportações, ao passo que a medida de ciclos internos, apesar de significativa, foi muito pequena e com sinal inesperado.

Ao contrário da oferta total, o modelo de semi-manufaturas foi robusto a mudanças na identificação de longo prazo. Tanto a taxa de câmbio como a abertura comercial foram relevantes nas escolhas do exportador baseadas na segunda relação de longo prazo, com o câmbio sendo mais importante do que a abertura. Cabe notar que, mesmo sem preços de exportação no modelo, a elasticidade do câmbio não foi muito maior do que a observada no primeiro equilíbrio. A volatilidade cambial deixou de ser significativa e manteve-se o comportamento dos ciclos internos. Os custos domésticos, por sua vez, não se mostraram relevantes.

<sup>55</sup>Como se pode observar no apêndice 5.1.5, a estimação do modelo não estrutural não ajudou a resolver esta dificuldade, visto que os coeficientes obtidos para a abertura tiveram sinal contrário à intuição e foram insignificantes. Ressalta-se que foram mantidos a importância da taxa de câmbio e o comportamento de outras variáveis explicativas.

## 2.5

### Conclusão

O crescimento das exportações observado nos últimos anos não parece estar diretamente relacionado às fortes depreciações de 1999 e 2002. Na verdade, a aceleração das exportações brasileiras ocorreu durante o longo período de apreciação cambial depois desta segunda depreciação, possivelmente indicando menor importância da taxa de câmbio para explicar o desempenho comercial do que sugerido pelo senso comum.

O objetivo deste capítulo foi avaliar os reais determinantes do crescimento do quantum exportado entre janeiro de 1999 e dezembro de 2005, com especial atenção a mudanças em outras variáveis, que não a taxa de câmbio, ocorridas neste período e que possam, de alguma forma, ter afetado as exportações. A despeito dos movimentos cambiais nem sempre favoráveis, a expansão da renda mundial e a recuperação dos preços de exportação tornaram a atividade exportadora cada vez mais atraente. Isto ocorreu mesmo com a crise argentina, que diminuiu drasticamente (é bem verdade que por um curto espaço de tempo) a capacidade de absorção deste tradicional parceiro comercial brasileiro.

Foram estimadas equações de oferta e demanda das exportações brasileiras para o período supracitado, com especial atenção à importância relativa de preços, custos e renda. As estimações separaram os fatores agregados, visando qualificar os resultados obtidos para as exportações totais.

Foram feitas algumas modificações em relação à literatura, tanto na modelagem como na metodologia. Para a modelagem, dentre as comuns à demanda e à oferta, separaram-se preços relativos intra-setoriais<sup>56</sup> (que comparam preços de *tradables* substitutos) dos preços relativos inter-setoriais (que comparam custo/rentabilidade de *tradables vis-à-vis non-tradables*), permitindo obter elasticidades não usuais, efeitos da interação entre oferta e demanda dos fatores agregados em seus mercados internacionais e de variações de competitividade real entre os parceiros comerciais. Estes preços estão relacionados a dinâmicas distintas: o primeiro é uma racionalização *do que comercializar*, ao passo que o segundo racionaliza *se deve existir comércio*. Além

---

<sup>56</sup>Nos modelos de oferta, assumiu-se que somente o preço de exportação fosse relevante.

disso, considera-se que são valores defasados das variáveis explicativas que afetam o quantum comercializado corrente.

No modelo de demanda, incorporou-se a volatilidade dos preços como variável explicativa. Geralmente esta é modelada afetando somente a decisão de oferta. Neste trabalho, além deste efeito, a volatilidade é uma medida de risco, por parte do importador estrangeiro, de variações não antecipadas no custo do contrato comercial, o que pode levá-lo a mudar de fornecedor, diminuindo sua demanda por exportações de um dado país. No modelo de oferta, a abertura comercial afeta as decisões da firma representativa, facilitando o acesso aos mercados internacionais. Além disso, em um país com mercados de crédito pouco desenvolvidos como o Brasil, deve-se considerar o custo de financiamento externo das exportações.

Já na metodologia, foram estimadas regressões dinâmicas para os modelos uniequacionais de demanda e oferta, melhorando a estabilidade dos parâmetros na pequena amostra utilizada. Além disso, ao contrário da maior parte da literatura, teve-se preocupação explícita com a identificação das relações de longo prazo, utilizando o conceito de cointegração estrutural irreduzível (SIC), definindo quais poderiam ser interpretadas como elasticidades, e quais não. Principalmente para os modelos de oferta esta preocupação mostrou-se relevante.

Dentre os modelos de demanda, destaca-se que o de exportações agregadas e o de manufaturas procuraram controlar os possíveis efeitos da crise argentina sobre as exportações brasileiras. Como se pode ver na tabela 20, estes efeitos parecem negligenciáveis, não existindo grandes mudanças nas elasticidades relevantes, tanto no longo como no curto prazos.

Tabela 20: Elasticidades relevantes para demanda por exportações

	Total	Total ex-Argentina	Básicos	Manufaturas	Manufaturas ex-Argentina	Semi-manufaturas
<b>Longo Prazo</b>						
Absorção Externa	1.4179***	1.6962***	1.7011***	1.3166***	1.5959***	1.3138***
Preço de Exportação Brasil	-1.1475***	-0.7941**		-1.0656***	-0.5365*	-0.6861*
Câmbio real efetivo	0.0669	0.0447	0.5305***	-0.0151	0.0030	-0.0322
<b>Curto Prazo</b>						
Absorção Externa	0.4932***	0.5034***	0.6647***	0.4348***	0.4531***	0.6717***
Câmbio real efetivo	0.0195	0.0248	0.2364**	-0.0203	0.0032	-0.0228
SIC(-1)	-0.8371***	-0.8345***	-0.6479***	-0.8158***	-0.6187***	-0.7720***

\*\*\*Rejeição a 1%,

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

Inferência por *Bootstrap*. Resultados para RINPC.

Algumas intuições merecem maiores comentários. As decisões de demanda por exportações brasileiras são o simétrico das decisões de demanda por importações do consumidor estrangeiro. Variações nos preços das quantidades contratadas, sejam via preços de exportação ou via taxa de câmbio, terão impactos diferenciados sobre as quantidades de acordo com o horizonte de análise. No longo prazo, frente a variações nos níveis de preços, ou seja, nos custos enfrentados pelo importador, o quantum demandado tende a reagir. No curto prazo, porém, existe maior inércia da quantidade contratada em relação aos preços, de modo que variações da demanda devem responder com maior intensidade a choques de renda externa.

De fato, à exceção do modelo de básicos, no longo prazo as elasticidades da renda externa e dos preços de exportação foram sempre elevadas e significantes (mesmo que a níveis elevados para alguns fatores agregados), com dominância da primeira. No curto prazo, somente a elasticidade da renda externa pareceu importante. A união destes resultados sugere que **a expansão da renda mundial foi determinante para a demanda por exportações em todas as categorias de uso, tanto no longo como no curto prazo**, como sugerido (nas entrelinhas) por Cavalcanti & Ribeiro (1998). **Não se deve desconsiderar,**

**porém, a importância dos preços de exportação brasileiros para a dinâmica de longo prazo, em especial para as exportações agregadas.**

Além desta conclusão principal, deve-se ressaltar que **a estimação de modelos excluindo as exportações com destino à Argentina reforça a importância da renda externa frente aos preços de exportação, pois retira da amostra um choque de absorção causado pela crise neste país. A estabilidade das elasticidades estimadas é evidência de que houve realocação das exportações para outros parceiros comerciais.** A hipótese de que a volatilidade dos preços possa afetar as decisões de demanda não foi corroborada pelas estimações em nenhum dos modelos.

Além disto, resalta-se que, **neste nível de desagregação e para o período entre janeiro de 1999 e dezembro de 2005, nem a taxa de câmbio nem o preço dos concorrentes foram relevantes para as decisões de demanda,** exceção feita ao modelo de básicos, que não possui preços de exportação brasileiros. **Tal resultado vai contra a literatura anterior referente às contas externas brasileiras, mas deve ser encarado com três ponderações:**

- (i) A separação entre preços intra-setoriais e inter-setoriais não é usual.**
- (ii) O período analisado neste trabalho é distinto do de outros trabalhos existentes na literatura.**
- (iii) A maior parte dos artigos anteriores define a oferta como a dinâmica mais importante.**

Dentre os modelos de oferta, destaca-se que foram estimados somente para longo prazo, resultado da incapacidade de ajuste, por parte da firma representativa, de sua produção e capacidade de exportação em um curto espaço de tempo. As técnicas de estimação utilizadas neste artigo implicaram em modelos de oferta onde nunca todas as variáveis sugeridas foram consideradas ao mesmo tempo, o que foi necessário para a correta identificação das elasticidades de longo prazo.

Mais do que isto, para o modelo agregado e o de semi-manufaturas existiu mais de uma identificação possível. Tal qual em demanda, as exportações com destino à Argentina foram retiradas do agregado e de manufaturas, procurando

refinar seus resultados. Na tabela 21 podem ser observadas as elasticidades para a oferta de longo prazo de cada fator agregado, associada à identificação utilizada. Os espaços em negrito referem-se a variáveis que não fizeram parte destas relações de equilíbrio estrutural. Tal qual no modelo de demanda, só foram apresentadas as elasticidades relevantes.

Tabela 21: Elasticidades relevantes para oferta de exportações

	Câmbio real efetivo	Custo financeiro	Preço de Exportação	Abertura comercial
<b>Total I</b>	0.2785***	-0.0234***	1.7592***	
<b>Total II</b>	-0.0770	-0.0312***		0.5362***
<b>Total ex-Argentina I</b>	0.2905**	-0.0273***	2.6256***	
<b>Total ex-Argentina II</b>	-0.1084	-0.0337***		0.8684***
<b>Básicos</b>	0.8019***		-0.4046	0.8610***
<b>Manufaturas</b>	0.1264			0.9532***
<b>Manufaturas ex-Argentina</b>	0.0965			0.9103***
<b>Semi-manufaturas I</b>	0.5628***		0.4299	0.3332
<b>Semi-manufaturas II</b>	0.6482***			0.3813***

\*\*\*Rejeição a 1%,

\*\* Rejeição a 5%

\* Rejeição a 10%

Inferência por *Bootstrap*. Resultados para RIPCA.

Observa-se que os resultados variam muito de acordo com a identificação de longo prazo. Em geral, **a abertura comercial foi relevante sempre que fez parte da relação identificada, reforçando a idéia de que uma maior abertura facilita e estimula as exportações. O custo financeiro também foi relevante, mas com impacto limitado.**

Nos modelos agregados, **o preço de exportação influenciou fortemente na decisão da firma exportadora, com ou sem a Argentina na amostra. E, ao contrário da demanda por exportações, a taxa de câmbio, presente em todas as relações estruturais de longo prazo, só não afeta a decisão da firma exportadora de manufaturas, ressaltando que também não afeta o total em uma de suas relações estruturais. Novamente não há evidência de mudança estrutural com a crise argentina, indicando realocação da oferta de exportações para outros parceiros comerciais.**

As conclusões do modelo de oferta, portanto, estão muito mais próximas da literatura anterior, com destaque para a taxa de câmbio e para a abertura comercial. De certa forma, os modelos de oferta inclusive conciliaram a separação entre preços inter-setoriais e intra-setoriais.

### 2.5.1

#### **O que é mais importante: Oferta ou demanda?**

Este trabalho estimou equações de oferta e demanda para as exportações brasileiras, buscando explicar o comportamento das exportações brasileiras no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2005. A estimação das duas dinâmicas separadamente não é usual na literatura brasileira, que concentra seus esforços ou em modelos simultâneos ou em uniequacionais de oferta. Mas o período analisado possui características especiais, o que pode levar ao aumento da importância da demanda como dinâmica mais relevante para as exportações brasileiras<sup>57</sup>.

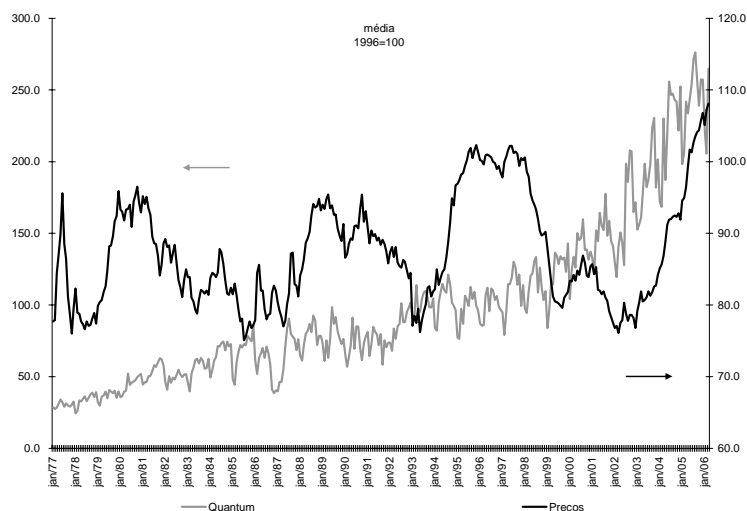
Observa-se que, tanto nas equações de demanda quanto na de oferta, todas as variáveis relevantes estiveram relacionadas de alguma maneira a fatores externos, seja diretamente (como a renda externa, os preços de exportação e a taxa de câmbio real) ou indiretamente (como a abertura comercial brasileira e os custos financeiros, aproximados pela LIBOR) A relação entre corrente de comércio mundial e renda externa não requer maiores comentários. Os preços de exportação, como definidos neste trabalho, resultam das pressões relativas de oferta e demanda nos mercados internacionais, com crescimento, a partir de 2002, acompanhando fortemente a expansão do comércio mundial.

Mais do que isto, como se pode ver no gráfico 9, a associação entre a expansão dos preços de exportação e do quantum comercializado seguiu um padrão completamente novo, não observado desde que estas séries foram criadas. Pela primeira vez, existe uma clara correlação positiva entre o quantum de exportações e seus respectivos preços.

---

<sup>57</sup>Deve-se reconhecer que a forma correta de responder a esta pergunta passa pela estimação de modelos simultâneos que indique qual a dinâmica mais relevante. Tendo estimado somente modelos uniequacionais, a escolha passa por uma análise crítica dos resultados obtidos, com critérios mais econômicos do que econométricos.

Gráfico 9: Exportação - Quantum e preços brasileiros (1977/2005)



Fonte: FUNCEX

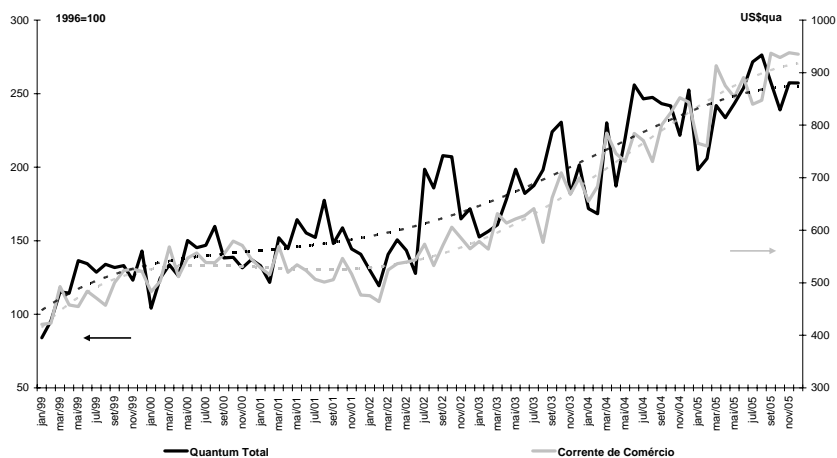
Tal fato parece uma forte evidência de que o período analisado neste trabalho seja especial, com diferenças em relação aos anteriores. Não parece existir nenhuma razão para o crescimento paralelo de quantidades e preços que não uma expansão da absorção externa, implicando em maior demanda pelos produtos brasileiros e carência relativa de oferta, o que gera pressão em preços.

Na verdade a idéia de que a demanda possa ser mais importante do que a oferta, ou ao menos tão importante quanto, está presente na literatura. Um dos artigos pesquisados para este trabalho, tratando do período entre 1977 e 1996, define que a dinâmica mais relevante para produtos básicos seja a demanda e que, apesar da oferta ser mais importante para manufaturas e semi-manufaturas, grande parte de seu crescimento está associado a uma tendência exógena, que os autores assumem que seja o crescimento da renda mundial.

Para o período analisado neste trabalho e à luz das elasticidades estimadas, defende-se explicitamente que a demanda seja a dinâmica mais importante, principalmente devido à expansão do comércio mundial. A relação entre o quantum exportado e esta variável, para o período analisado, fica clara no gráfico 10.



Gráfico 10: Quantum exportado e comércio mundial (1999/2005)



Fonte: FUNCEX e FMI

Desta forma, a expansão das exportações mesmo frente à apreciação cambial ocorrida depois de 2002 pode ser mais bem compreendida. As elasticidades estimadas para a taxa de câmbio neste trabalho não sugerem relevância para a demanda, mas sim para a oferta. Supondo que a decisão da firma representativa seja menos importante do que as escolhas do demandante estrangeiro para este período, o crescimento das exportações frente ao câmbio deixa de ser um enigma.

A relação entre a taxa de câmbio e as exportações no período entre 1999 e 2005 não seria, portanto, contra-intuitiva, mas sim estaria sendo avaliada sob uma ótica equivocada. Em resumo, ao contrário do usual na literatura brasileira, **este trabalho fornece evidências que apontam para uma maior importância da demanda por exportações no período entre janeiro de 1999 e dezembro de 2005. As mudanças mais relevantes para explicar a expansão das exportações brasileiras foram o crescimento do comércio mundial e a expansão dos preços, sobrepondo-se aos efeitos da apreciação cambial.**