

## ESTIMATIVAS DA FUNÇÃO DE EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS AGREGADAS COM DADOS DAS CONTAS NACIONAIS TRIMESTRAIS, 1995-2009

Bernardo Patta Schettini\*

Gabriel Coelho Squeff\*

Raphael Rocha Gouvêa\*

**Resumo:** Este trabalho apresenta resultados de estimações para a função de exportações brasileiras de bens e serviços não-fatores para o período 1995-2009. Isso envolveu a caracterização de uma relação de equilíbrio e uma representação para a dinâmica de curto prazo, permitindo diferentes formas de não-linearidades nos dados. Uma contribuição à literatura reside na utilização dos dados das Contas Nacionais Trimestrais compilados pelo IBGE. As regressões foram ajustadas com a amostra truncada no primeiro trimestre de 2009. Modelos selecionados foram avaliados na projeção fora da amostra “um passo à frente” durante quatro trimestres. Uma mudança de nível na relação de longo prazo foi identificada em 2002, sendo que esse resultado se manteve com a utilização de três procedimentos distintos. As elasticidades-renda e preço, por outro lado, aparentemente variaram pouco. Para a primeira, as principais estimativas se situaram em torno de 1 e 1,5. Para a segunda, sempre abaixo de 0,6 e próximas de 0,1 nas especificações mais plausíveis. Com relação à dinâmica de curto prazo, observou-se que a velocidade de ajustamento se manteve quase sempre em torno de 0,3 e 0,5, indicando que a correção dos desequilíbrios com relação à solução de longo prazo ocorre entre 2 e 3 trimestres. Por fim, destacamos que o erro de projeção acumulado em 4 trimestres para os melhores modelos oscilou entre 0,4 e 3,3% em valores absolutos.

**Palavras-chave:** exportações brasileiras trimestrais, cointegração com quebras estruturais, modelos de espaço-estado, modelos de alternância de regimes markovianos.

**Códigos JEL:** F1, F17, C22, C52

**Abstract:** This paper presents estimates for the Brazilian function of exports of goods and non-factor services for the 1995-2009 period. This involved the characterization of a long-run equilibrium relation and a representation for the short-run dynamics, allowing for different forms of nonlinearities in the data. A contribution to the existing literature lies on the use of the Quarterly National Accounts' data compiled by IBGE. The regressions were estimated using data until the first quarter of 2009. Selected models were then assessed in the out-of-sample “one-step-ahead” forecast during four quarters. A change in the level of the long-run equilibrium was identified in 2002. This result seemed robust, judging by the estimates obtained using three different techniques. The income and price-elasticities, on the other hand, have not apparently changed much. For the former, the estimates were situated somewhere around 1 and 1,5. For the latter, always below 0,6 and close to 0,1 for the more plausible specifications. Regarding the short-run dynamics, we noticed the speed of adjustment has remained around 0,3 and 0,5, indicating the correction of the disequilibria with respect to the long-run solution occurs in approximately 2 or 3 quarters. Finally, we underscore the projection error accumulated in 4 four quarters for the best models oscillated between 0,4 and 3,3% in absolute values.

**Keywords:** quarterly Brazilian exports, cointegration models with structural breaks; state-space models; markov-switching models

**JEL Codes:** F1, F17, C22, C52

**Classificação Anpec:** Área 6 – Economia Internacional

---

\* Técnicos de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do IPEA.

# ESTIMATIVAS DA FUNÇÃO DE EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS COM DADOS DAS CONTAS NACIONAIS TRIMESTRAIS, 1995/2009

## 1. INTRODUÇÃO

O objetivo central desse trabalho é estimar uma função para as exportações brasileiras permitindo formas distintas de não-linearidades. Afora isso, uma contribuição deste artigo reside na utilização de dados das Contas Nacionais Trimestrais, haja vista que a maior parte dos trabalhos em econometria aplicada ao setor externo tem sido direcionada para a estimação de especificações desagregadas. Os modelos foram estimados de 1995 ao primeiro trimestre de 2009. As especificações selecionadas foram avaliadas na projeção fora da amostra – até o primeiro trimestre de 2010 –, considerando que existe um interesse crescente na construção de cenários condicionais no atual contexto das contas externas.

Uma breve análise da evolução recente das contas externas brasileiras evidencia a existência de algumas fases distintas para o período pós-estabilização macroeconômica, o que justifica a adoção das técnicas empregadas neste trabalho que buscam captar possíveis não-linearidades nos dados. Embora seja bastante razoável imaginar que as exportações agregadas brasileiras tenham sido influenciadas pelas mudanças em curso, não parece claro se a relação entre esse agregado e seus determinantes básicos foi alterada e, ademais, qual teria sido a natureza dessa mudança.

Durante o período de vigência do regime de ancoragem cambial o país conviveu com persistentes déficits comerciais e no saldo em transações correntes. Não obstante, com a adoção do câmbio flutuante no início de 1999, as exportações, embora tenham apresentado uma ligeira melhora, permaneceram inferiores às importações. Este quadro só se altera no final de 2001, quando o resultado da balança comercial passa a apresentar saldos positivos recorrentes em decorrência, sobretudo, do maior dinamismo do comércio mundial. A partir do terceiro trimestre de 2002 as exportações brasileiras passam a crescer num ritmo acelerado. Paralelamente, o maior crescimento da economia a partir de 2006 fez com que as importações crescessem também a elevadas taxas, de tal sorte que o saldo comercial após apresentar o resultado positivo recorde de US\$ 46,4 bilhões neste ano, apresentou uma sensível redução nos anos subsequentes, totalizando US\$ 25,3 bilhões em 2009.

O artigo está estruturado em 5 seções, além desta introdução. Na seção 2 é feita uma breve resenha da literatura econométrica acerca das exportações agregadas no Brasil. A metodologia é apresentada na seção 3. Uma breve discussão dos dados utilizados é realizada na seção 4. Na seção 5 são reportados os resultados das estimações e projeções. A seção seguinte conclui.

## 2. REVISÃO DA LITERATURA

A literatura econométrica acerca dos determinantes das exportações para economia brasileira é ampla e variada, perpassando aspectos micro e macroeconômicos, análise setorial e de competitividade e estimativas de forma agregada e desagregada. Considerando os propósitos deste texto, apresentamos sucintamente os trabalhos que estimam as exportações de maneira agregada do ponto de vista macroeconômico.

A esse respeito, importante notar que existem três possíveis maneiras de se estimar uma função para as exportações. Isso é importante porque cada tipo de aproximação envolve um conjunto de pressupostos alternativos.<sup>1</sup> A primeira consiste em estimar equações de oferta e demanda com elasticidades-preço finitas em um sistema em que preços e quantidades são determinados de maneira simultânea. A segunda corresponde à estimação de uma equação de oferta, partindo da hipótese de “país pequeno” que implica que as exportações do país são incapazes de influenciar o nível de preços internacional, *i.e.* demanda externa por exportações infinitamente elástica. A terceira é voltada para a estimação de uma função de demanda por exportações, supondo elasticidade-preço finita e oferta perfeitamente elástica. É razoável supor elasticidade-preço finita se o país detém parcela significativa das exportações mundiais ou se existe diferenciação de produtos. A função de oferta perfeitamente elástica pode ser racionalizada com referência à existência de capacidade ociosa na indústria ou uma função de

---

<sup>1</sup> Conforme destacam Cavalcanti e Ribeiro (1998, p. 17-19).

produção que exhibe retornos constantes ou crescentes de escala. A estimação de uma função de demanda pelas exportações brasileiras foi aparentemente o caminho adotado pela maior parte da literatura.

Castro e Cavalcanti (1997) estimaram a demanda por exportações, em US\$ deflacionados pelo índice de preços no atacado (IPA) dos Estados Unidos (EUA), como uma função da taxa de câmbio real – taxa de câmbio nominal multiplicada pelo índice de incentivos às exportações e pelo IPA dos EUA dividido pelo IPA doméstico – da renda mundial – importações mundiais em valor real – e do nível de atividade doméstica. O recorte temporal utilizado foi de 1955 a 1995 e as estimações foram realizadas com dados anuais. A análise de cointegração pelo método de Johansen (1988), partindo de um modelo de vetores autorregressivos (VAR) de ordem 1, sugeriu a existência de um vetor, cuja elasticidade, normalizada pelas exportações, foi de 0,61 para a taxa de câmbio e de 0,93 para as importações mundiais. Testes de exogeneidade fraca indicaram não ser preciso modelar os processos marginais e, ademais, as elasticidades mudaram muito pouco no modelo restrito.

Para avaliar a relação entre as variáveis no curto prazo foi estimado um modelo de correção de erros (ECM). A taxa de câmbio não foi significativa, de modo que o resultado final reportado excluiu esta variável. A elasticidade com relação à renda mundial foi estimada em 0,65 e a velocidade de ajustamento em 0,39. Por fim, Castro e Cavalcanti realizaram algumas simulações para o período 1996-2000 sob três cenários distintos, correspondentes a diferentes hipóteses de crescimento do PIB e da taxa de câmbio real.<sup>2</sup> Mesmo desconsiderando qualquer tipo de ajuste acerca dessas hipóteses, é possível concluir que o modelo projetou bem as exportações para o ano de 1996 e para o acumulado em quatro períodos. Os erros se situaram, respectivamente, entre -1,1 e 1,3% e 2,1 e 3,3%.

Em Cavalcanti e Ribeiro (1998), novamente é estimada uma relação de cointegração e um ECM, agora com dados mensais entre 1977 e 1996. Adicionalmente, também foram testadas especificações autorregressivas de defasagens distribuídas (ADL). Todavia, estes procedimentos econométricos não apresentaram resultados significantes ou de acordo com a expectativa teórica *a priori* para as exportações agregadas. Segundo os autores, “a dificuldade de obter uma especificação adequada para as exportações totais está, evidentemente, associada à tentativa de proporcionar uma única representação para a evolução de um agregado econômico composto por setores que [...] apresentam comportamentos bastante diferenciados” (Cavalcanti e Ribeiro, 1998, p. 28).

Foram estimadas formas reduzidas na desagregação por fator agregado que envolveram variáveis tipicamente consideradas em funções de oferta. Além de índices de preços e *quantum*, das vendas domésticas em US\$ – IPA dividido pela taxa de câmbio nominal –, das importações dos países industrializados, das importações dos países industrializados em valor real, foram também considerados o índice da produção da indústria geral, o PIB, um índice de produto potencial e de utilização da capacidade produtiva.

Em Cavalcanti e Frischtak (2001) também são apresentadas estimativas das exportações para a economia brasileira por meio de dois modelos, ambos para dados trimestrais coletados junto à Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex). Um modelo autorregressivo integrado de médias móveis (ARIMA), estimado com dados das exportações para o período compreendido entre os primeiros trimestres de 1980 e 2001, resultou num erro de 2,8% para o ano de 2001 e de 1,2% no triênio 2001-03.

Adicionalmente, os autores estimaram as relações de longo prazo entre as exportações e as variáveis explicativas do modelo, quais sejam, taxa de câmbio real – utilizando-se o IPA –, importações mundiais e capacidade produtiva instalada – aplicação do filtro Hodrick-Prescott às séries de produção física da indústria do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) –, para o período que vai do primeiro trimestre de 1980 ao quarto trimestre de 2000, uma vez que as séries se mostraram todas não-estacionárias. A presença de quebras estruturais foi avaliada pelo método de Gregory e Hansen (1996), mas não foram encontradas evidências neste sentido. Assim, por meio dos testes-padrão de cointegração, as elasticidades encontradas foram 0,61 para o câmbio real, 1,01 para as importações mundiais e 0,73 para a capacidade produtiva. Já no que concerne às projeções, foi adotado um modelo ADL partindo de algumas hipóteses para as variáveis exógenas, resultando num erro das exportações para os anos de 2001, 2002 e 2003 de 3,8%, 9,4% e -2,6%, respectivamente.

---

<sup>2</sup> Adicionalmente, para que fosse possível realizar as simulações, os autores utilizaram as projeções de taxa de inflação nos EUA e de crescimento do valor das importações mundiais do Banco Mundial e do *Project Link World Outlook*.

Reis *et al.* (1999), Cavalcanti (2000) e Cavalcanti *et al.* (2002) apresentam estimativas de modelos macroeconômicos para a economia brasileira que contêm um bloco de setor externo.<sup>3</sup> Apesar de serem estimadas apenas as funções exportações desagregadas, é importante destacar a aderência das projeções do total exportado apresentadas por Cavalcanti *et al.* obtidas, vale dizer, por meio da soma das exportações por fator agregado. O erro de projeção para o segundo trimestre de 2002 foi de apenas -2,1% e o erro acumulado em quatro períodos atingiu -14,5%. Do ponto de vista metodológico, cumpre destacar que estes trabalhos utilizaram cointegração e ECM's, em que as exportações desagregadas são funções da taxa de crescimento das exportações mundiais, da taxa de câmbio real (ajustada por um índice de subsídio às exportações) e da utilização da capacidade doméstica, além de diversas *dummies*.

Em Muinhos e Alves (2003) é estimada uma função para as exportações para o período que vai do primeiro trimestre de 1988 até o segundo trimestre de 2001. O *quantum* de exportações foi regredido contra um componente auto-regressivo de ordem 1, as importações mundiais – novamente utilizada como uma *proxy* da renda mundial –, a taxa de câmbio real defasada em um período, o índice de preços das exportações, *dummies* sazonais e uma *dummy* para o terceiro trimestre de 1991. As elasticidades encontradas para a taxa de câmbio e para a renda mundial se mostraram significantes e aproximadamente iguais a 0,14 e 0,45, respectivamente.

Por fim, vale destacar a contribuição de Portugal (1993), ainda que neste caso o autor tenha utilizado a série de exportações industriais e não as exportações totais. Este trabalho também difere dos demais por estimar tanto a função de demanda como a função de oferta de exportações em um arcabouço de modelos de correção de erros. Porém, é importante sua apresentação, uma vez que mesmo sendo o trabalho mais antigo desta breve resenha, o autor enfatiza a relevância de se considerar a possibilidade de mudanças paramétricas nas equações de exportações brasileiras. Os modelos são estimados com dados anuais, para o período de 1950 a 1988, e trimestrais, no período compreendido pelo primeiro trimestre de 1975 e o último de 1988.

Primeiramente, Portugal (1993) estimou ECM's com coeficientes fixos para as equações de exportações industriais brasileiras. Os resultados sugeriram um rápido processo de ajustamento, dado o elevado coeficiente do termo de correção de erro. Para tratar da possibilidade de mudança paramétrica, o autor utilizou técnicas de parâmetros variáveis através de estimações por filtro de Kalman. Os resultados desta técnica, no entanto, não produziram coeficientes variáveis, o que levou o autor a investigar mais profundamente a questão por meio de técnicas bayesianas e de *switching regressions*. Em geral, os resultados dessas três técnicas distintas sugeriram que, na verdade, houve pequena variação nos coeficientes das equações de exportações industriais no período analisado.

### 3. METODOLOGIA

Com o objetivo de estimar as exportações brasileiras sob a forma reduzida, partiu-se da hipótese de que existe uma relação de equilíbrio (possivelmente sujeita a mudanças de regimes) entre o valor das exportações brasileiras, a renda mundial e a taxa de câmbio real. Essa hipótese é empiricamente testável e, ademais, é possível obter estimativas para as elasticidades renda e preço das exportações. O que é crucial notar é que o pressuposto de estabilidade paramétrica pode não ser satisfeito no caso da demanda por exportações, por exemplo, diante de mudanças na pauta, na legislação, no regime de política cambial e na própria metodologia das séries.

Dito de outra forma, é possível que determinada relação de equilíbrio e a própria dinâmica de curto prazo sejam válidas durante determinado período e então ocorra uma mudança. Outra possibilidade é a de que exista alternância entre regimes. Esta idéia está estreitamente relacionada com a possibilidade de existência de equilíbrios múltiplos. No limite encontra-se a situação em que os coeficientes mudam o tempo todo. Nesse sentido, foram então considerados três métodos de estimação que admitem formas distintas de não-linearidades, sempre partindo da teoria sobre cointegração em modelos uniequacionais. A seguir, apresenta-se uma breve revisão dos métodos utilizados neste trabalho.

---

<sup>3</sup> Cavalcanti *et al.* apresentam, sucintamente, a estrutura e o modelo desenvolvido em Reis *et al.* (1999). Ademais, foram apresentadas estimativas de longo prazo com base em dados trimestrais também reportadas em Cavalcanti (2000).

### 3.1. Cointegração, ECM e quebra estrutural

Se uma variável  $x_t$  precisa ser diferenciada  $d$  vezes para se tornar estacionária, então é dita integrada de ordem  $d$  e a notação  $x_{1t} \sim I(d)$  é empregada. Se existe uma combinação linear entre variáveis  $I(d)$  que seja  $I(d-b)$  para  $b > 0$ , então essas séries são cointegradas de ordem  $d, b$ . Formalmente, se  $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$  com  $x_{1t}, \dots, x_{nt} \sim I(d)$  e  $\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} \sim I(d-b)$ , então  $x_t \sim CI(d, b)$ .

A literatura sobre cointegração se desenvolveu a partir dos trabalhos de Granger (1981) e Engle e Granger (1987), evoluindo na direção de modelos com quebras estruturais e outras formas de não-linearidades.

Para tornar a exposição mais concreta, suponha que o logaritmo natural do volume de exportações ( $\ln X$ ), da renda mundial ( $\ln Y^w$ ) e da taxa de câmbio real ( $\ln TCR$ ) sejam  $I(1)$  e que existe uma relação estável de longo prazo entre essas variáveis tal que  $z_t = (\ln X_t, \ln Y_t^w, \ln TCR_t) \sim CI(1, 1)$ .<sup>4</sup>

Nesse caso, normalizando o vetor de cointegração pelo peso de  $\ln X$  e supondo que existe apenas um vetor de cointegração com a constante sendo o único componente determinístico nessa relação, então:

$$\ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t^w + \alpha_2 \ln TCR_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde  $\varepsilon_t \sim I(0)$  representa os desvios com relação ao equilíbrio, a constante  $\alpha_0$  representa o nível da função e as inclinações  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são, respectivamente, as elasticidades-renda e preço de longo prazo.

Segundo o teorema da representação de Granger, um vetor de variáveis  $I(1)$  admite uma representação na forma de um ECM se, e somente se, for cointegrado. Sob a hipótese de exogeneidade fraca das demais variáveis explicativas<sup>5</sup>, é possível estimar e realizar inferência no seguinte modelo uniequacional:

$$\begin{aligned} \Delta \ln X_t = & \delta_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{1i} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_{2j} \Delta \ln Y_{t-j}^w + \sum_{k=1}^{p-1} \delta_{3k} \Delta \ln TCR_{t-k} + \\ & - \lambda_X (\ln X_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 \ln Y_{t-1}^w - \alpha_2 \ln TCR_{t-1}) + v_t \end{aligned} \quad (2)$$

em que os  $\delta$ 's são os coeficientes de impacto ou elasticidades de curto prazo,  $\lambda_X > 0$  é a velocidade de ajustamento de  $\ln X$  com relação à solução de longo prazo e  $v_t \sim i.i.d. (0, \sigma_v^2)$ .

O procedimento em dois passos proposto por Engle e Granger (1987) pode então ser utilizado para se estimar separadamente a relação de longo prazo e a dinâmica de curto prazo. No primeiro estágio, o vetor de cointegração em (1) é estimado por mínimos quadrados ordinários (MQO). Em seguida, aplica-se o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) para checar a hipótese nula de raiz unitária nos resíduos, *i.e.* de que as variáveis não cointegram.<sup>6,7</sup> Caso se rejeite esta hipótese, esses resíduos podem então ser utilizados como o termo de desequilíbrio no segundo estágio que consiste na estimação do ECM em (2) por MQO com todas as variáveis pré-determinadas.<sup>8</sup>

Importante notar que até o momento supomos que a relação de cointegração e a dinâmica de curto prazo são invariantes no tempo. O teste de Engle e Granger tende a não rejeitar a hipótese nula de que as variáveis não cointegram mais vezes do que o indicado pelo nível de significância do teste na presença de quebras no vetor de cointegração. Ainda que se conclua na direção de cointegração, os coeficientes estimados estarão contaminados por vies. Daí a importância de se permitir quebra tanto no teste de cointegração quanto na estimação do vetor de longo prazo.

<sup>4</sup> Com  $n$  variáveis, é possível que existam até  $n-1$  vetores de cointegração. É possível testar para a presença de mais de um vetor e estimá-los através do modelo VECM, conforme Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). Contudo, os testes de Johansen são válidos sob a hipótese de que o VAR de partida é congruente. Como destacado mais adiante, essa condição não é satisfeita para o caso em análise. Ver nota 24.

<sup>5</sup> Essa hipótese requer que todo ajuste na direção da relação de equilíbrio de longo prazo seja realizado por meio de mudanças em  $\ln X$ . Dito de outra forma, as velocidades de  $\ln Y^w$  ( $\lambda_Y$ ) e de  $\ln TCR$  ( $\lambda_{TCR}$ ) sejam nulas, *i.e.*  $\lambda_Y = \lambda_{TCR} = 0$  e  $\lambda_X > 0$ . Essa hipótese é empiricamente testável no modelo VECM, mas exige que o modelo esteja bem especificado sob a hipótese nula.

<sup>6</sup> A especificação mais simples (sem termos determinísticos) do teste ADF é considerada. Os valores críticos precisam levar em conta a minimização da variância devido à estimação MQO e, naturalmente, com ajuste para o tamanho da amostra.

<sup>7</sup> O estimador MQO com variáveis cointegradas é superconsistente, no sentido de que a convergência ocorre mais rapidamente do que em regressões com variáveis estacionárias (Stock, 1987).

<sup>8</sup> Não obstante pareça razoável admitir um efeito contemporâneo de  $\Delta \ln Y^w$  e  $\Delta \ln TCR$  em  $\Delta \ln X$ , a utilização de regressores pré-determinados busca superar o problema de endogeneidade para se atingir identificação.

Gregory e Hansen (1996) desenvolveram uma maneira para lidar com uma quebra estrutural no vetor de cointegração em data desconhecida. Seja  $T_B = \gamma T$  a data da quebra e defina a seguinte variável *dummy*:

$$\Phi_{t\gamma} = \begin{cases} 0 & \text{se } t \leq \gamma T \\ 1 & \text{se } t > \gamma T \end{cases} \quad (3)$$

Posto que a mudança na relação de longo prazo pode assumir diferentes formas, três especificações são consideradas.<sup>9</sup> Primeiro, permite-se uma mudança de nível:

$$\ln X_t = \mu_1 + \mu_2 \Phi_{t\gamma} + \alpha_1 \ln Y_t^w + \alpha_2 \ln TCR_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Dessa forma, o intercepto muda de  $\mu_1$  para  $\mu_2$  em  $T_B$ . Segundo, é introduzido um controle para tendência determinística:

$$\ln X_t = \mu_1 + \mu_2 \Phi_{t\gamma} + \theta t + \alpha_1 \ln Y_t^w + \alpha_2 \ln TCR_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Terceiro, possíveis mudanças nas inclinações são consideradas:

$$\ln X_t = \mu_1 + \mu_2 \Phi_{t\gamma} + \theta t + \eta_1 \ln Y_t^w + \eta_2 \Phi_{t\gamma} \ln Y_t^w + \psi_1 \ln TCR_t + \psi_2 \Phi_{t\gamma} \ln TCR_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Além da mudança no nível, em  $T_B$  as inclinações  $\eta_1$  e  $\psi_1$  mudam para  $\eta_2$  e  $\psi_2$ , respectivamente. Em todos os casos, o teste segue a mesma lógica do método Engle-Granger.

A diferença reside no procedimento de estimação da data da quebra que consiste em selecionar o  $\gamma$  que fornece a menor estatística do teste de forma a maximizar chance de se rejeitar a hipótese nula de que as variáveis não cointegram. Na verdade, a distribuição da estatística do teste também muda de forma a levar em conta esse algoritmo de seleção. Essa abordagem é muito parecida com aquela aplicada em testes de raiz unitária com quebra endógena. De todo modo, basta testar a estacionariedade de  $\varepsilon_t$  utilizando os valores críticos tabelados pelos autores. Caso se rejeite a hipótese nula, é possível então estimar o vetor de cointegração por MQO impondo as quebras na data identificada no teste.

### 3.2. Alternância de regimes Markovianos

A forma como a não-linearidade foi abordada acima pode ser generalizada para se admitir alternância nos parâmetros e não apenas uma mudança de uma vez por todas, *i.e.* do tipo *once and for all*. Isso foi realizado com referência à contribuição seminal de Hamilton (1989) e os desenvolvimentos subsequentes que resultaram na metodologia de regressões *Markov-Switching* (MS).

A família de modelos MS possui dois componentes cruciais devido à sua natureza duplamente estocástica. O primeiro, representativo dos dados, corresponde ao mecanismo gerador de dados condicional que é, por hipótese, gaussiano. O segundo, por outro lado, é um processo não-observável que indica o estado da natureza. Postula-se uma cadeia de Markov como o processo que governa a evolução dos regimes.<sup>10</sup>

Como esse trabalho é voltado para aplicações com base na teoria da cointegração, a exposição foi realizada considerando o modelo MS autorregressivo de ordem  $p$  com posto  $r$  de cointegração e  $M$  regimes ou MSCI(M,r)-VAR(p) na terminologia de Krolzig (1997, cap. 13), também conhecido como MS(M)-VECM(p-1).

Com referência às variáveis consideradas nesse trabalho, a forma mais geral para esse modelo é a seguinte:

$$\Delta \ln X_t = \delta_0(s_t) + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{1i}(s_t) \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_{2j}(s_t) \Delta \ln Y_{t-i}^w + \sum_{k=1}^{p-1} \delta_{3k}(s_t) \Delta \ln TCR_{t-k} + \quad (7)$$

$$- \lambda_X(s_t) \left( \ln X_{t-1} - \alpha_0(s_t) - \alpha_1(s_t) \ln Y_{t-1}^w - \alpha_2(s_t) \ln TCR_{t-1} \right) + v_t$$

em que  $v_t \sim \text{n.i.d.}(0, \sigma_v^2(s_t))$  e  $s_t \in \{1, \dots, M\}$ .

Esse modelo irrestrito é classificado como MSIAH(M)-VECM(p-1), sendo que  $I$ ,  $A$  e  $H$  indicam, respectivamente, que o intercepto, as inclinações e a matriz de covariância dependem do estado da natureza  $s_t$ . Além disso, é preciso também definir um processo gerador para os regimes, de tal modo que

<sup>9</sup> O procedimento de Johansen, Mosconi e Nielsen (2000) permite testar para a presença de mais de um vetor cointegração e estimá-los admitindo quebra estrutural. Porém, permite-se quebra apenas nos termos determinísticos.

<sup>10</sup> Para uma exposição introdutória sobre modelos MS, ver Krolzig (1998).

seja possível inferir sobre a evolução da variável não-observável por meio dos dados.

Em modelos MS, a evolução da variável  $s_t$  obedece uma cadeia de Markov homogênea com tempo e estados discretos:

$$\Pr(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots) = \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij},$$

$$\sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \text{ para todo } i, j \in \{1, \dots, M\}.$$
(8)

Importante notar que a condição de homogeneidade assegura que os  $p_{ij}$ 's são invariantes no tempo. Com  $M$  regimes, há  $M \times M$  probabilidades e é útil reuni-las em uma matriz de transição  $P$ , tal que:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \dots & p_{MM} \end{bmatrix}$$
(9)

Admite-se, ademais, que a cadeia de Markov seja ergódica e irredutível. A condição de ergodicidade garante que existe uma distribuição de probabilidade estacionária ou incondicional para os regimes. Já a irredutibilidade significa que o vetor de probabilidades incondicionais é estritamente positivo.<sup>11</sup>

A estimação de modelos MS envolve uma dificuldade importante devido à necessidade de se estimar os parâmetros do processo gerador de dados condicional e as probabilidades de transição da cadeia de Markov de maneira conjunta, sendo que os regimes são não-observáveis. A estimação se dá pelo método da máxima verossimilhança (MV), mas a função de verossimilhança adquire uma natureza recursiva porque a inferência ótima em  $t$  depende da inferência ótima em  $t-1$ . Nessas condições, não pode ser maximizada pelos procedimentos usuais.

Em geral, utiliza-se o algoritmo EM juntamente com o filtro BLHK.<sup>12</sup> Esse algoritmo corresponde a uma técnica de estimação iterativa por MV. O processo é iniciado com um valor arbitrário para o vetor de parâmetros. Cada iteração do algoritmo EM envolve uma passagem pelo filtro BLHK, seguida da atualização das condições de primeira ordem e das estimativas dos parâmetros, o que produz um incremento não função de verossimilhança. Esse processo é repetido até que se atinja convergência.<sup>13</sup>

Com relação especificamente ao modelo MS-VECM, Krolzig (1997, p. 311) ressalta que os coeficientes da dinâmica de curto prazo e a velocidade de ajustamento em (7) podem ser estimados de forma análoga a regressões MS estacionárias. As implicações de mudanças na relação de cointegração, por outro lado, não parecem claras.

Com isso, duas estratégias de estimação foram consideradas. Primeiro, reportamos resultados do vetor de cointegração permitindo mudança de regime. Segundo, estimamos o modelo MS-VECM pelo procedimento em dois estágios utilizando os resíduos da estimação por MQO da relação de longo prazo.

Uma última questão relevante é o procedimento empregado para a seleção de modelos. A determinação do número de regimes e de quais coeficientes podem mudar entre estados da natureza é não-trivial. Testes para a determinação do número de regimes possuem distribuição assintótica não-normal devido à presença de parâmetros *nuisance* sob a hipótese nula (ver Krolzig, 1997, p. 144-47). Com isso, em geral considera-se um número pequeno de estados da natureza (em geral, 2 ou 3). Importante notar que o número de parâmetros a serem estimados cresce de forma quadrática com o número de regimes.

Isso posto, resta esclarecer como se dá a escolha dos parâmetros que podem estar sujeitos a não-

<sup>11</sup> Uma cadeia de Markov é ergódica se a matriz de transição  $P$  possui um autovalor unitário e os demais se encontram dentro do círculo unitário. Para maiores detalhes sobre esses conceitos, ver Hamilton (1994, cap. 22).

<sup>12</sup> EM é uma sigla para *Expectation Maximization*. Cada rodada do processo iterativo envolve um passo de "expectativas" e outro de "maximização" com o auxílio do filtro e suavizador BLHK, assim denominado devido às importantes contribuições de Baum, Lindgren, Hamilton e Kim para o seu desenvolvimento. Para uma descrição detalhada desse processo, ver Krolzig (1997, cap. 5 e 6).

<sup>13</sup> A função de densidade de probabilidade não possui um máximo global. Ver Hamilton (1994, p. 689). Em geral, a convergência se dá na direção de um máximo local razoável. Krolzig (1997, p. 126) destaca que, nessas condições, é importante realizar estimações partindo de valores iniciais alternativos.

linearidades. Krolzig (1997, cap. 7) propõe uma estratégia *bottom-up* para a seleção de modelos, em que inicialmente se restringe os efeitos de alternância de regimes a um número limitado de parâmetros e então testa-se esse modelo contra especificações mais gerais. Contudo, seguimos Morais e Portugal (2005) ao utilizar critérios de informação, dado que são amplamente aceitos como forma de seleção entre modelos não-aninhados.<sup>14</sup>

### 3.3. Parâmetros variáveis em modelos de estado-espço

Os modelos lineares e de cointegração com quebra e por MS apresentados acima podem ser considerados como sendo versões restritas de uma especificação mais geral. Nesse sentido, apresentamos também nesse trabalho os resultados de especificações para a relação de cointegração com parâmetros variáveis estimadas conforme a modelagem estrutural ou de espaço-estado.<sup>15</sup>

Essa abordagem se desenvolveu principalmente a partir de Harvey (1989). Embora inicialmente esse tipo de abordagem tenha sido aplicado apenas à modelagem univariada de processos estacionários, mais recentemente as aplicações para o caso multivariado com séries cointegradas tem aumentado.

No caso da relação de longo prazo para as exportações, a especificação mais geral assume a seguinte forma:

$$\ln X_t = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t} \ln Y_t^w + \alpha_{2,t} \ln TCR_t + \chi_{1,t} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim \text{n.i.d.} (0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (10)$$

onde  $\varepsilon_t$  é o componente irregular.

A sazonalidade pode ser tratada de forma estocástica, sendo representada por  $\chi_t$  e evoluindo, no caso de dados trimestrais, conforme as seguintes relações:

$$\begin{aligned} \chi_{1,t+1} &= -\chi_{1,t} - \chi_{2,t} - \chi_{3,t} + \omega_t, \omega_t \sim \text{n.i.d.} (0, \sigma_\omega^2) \\ \chi_{2,t+1} &= \chi_{1,t}, \\ \chi_{3,t+1} &= \chi_{2,t}. \end{aligned} \quad (11)$$

em que as perturbações  $\omega_t$  permitem que sazonalidade mude no tempo.

Todos os demais parâmetros foram indexados por  $t$  com o objetivo de se ressaltar que também podem não ser tempo-invariantes. A definição do mecanismo gerador dos dados fica então completa ao se definir como o nível e as elasticidades evoluem:

$$\begin{aligned} \alpha_{0,t+1} &= \alpha_{0,t} + \xi_t, \xi_t \sim \text{n.i.d.} (0, \sigma_\xi^2) \\ \alpha_{1,t+1} &= \alpha_{1,t} + \zeta_t, \zeta_t \sim \text{n.i.d.} (0, \sigma_\zeta^2) \\ \alpha_{2,t+1} &= \alpha_{2,t} + \varsigma_t, \varsigma_t \sim \text{n.i.d.} (0, \sigma_\varsigma^2) \end{aligned} \quad (12)$$

Como fica claro nas equações acima, esses parâmetros são modelados como passeios aleatórios. Importante ressaltar que se pressupõe que o componente irregular ( $\varepsilon_t$ ), as perturbações da sazonalidade ( $\omega_t$ ), do nível ( $\xi_t$ ), e das inclinações ( $\zeta_t$  e  $\varsigma_t$ ) são serialmente e mutuamente independentes.

Neste método, a estimação se dá por MV com o auxílio do Filtro de Kalman. O procedimento é semelhante àquele utilizado na maximização da função de verossimilhança em modelos MS.<sup>16</sup>

A estratégia de estimação consistiu em partir de um modelo geral na forma de (10) e realizar análises de diagnóstico para checar principalmente normalidade, independência e homocedasticidade dos termos estocásticos. Modelos mais parcimoniosos foram então estimados conforme as variâncias dos parâmetros pareceram ou não diferir de zero, sendo que critérios de informação foram também utilizados para se comparar os modelos.

<sup>14</sup> Morais e Portugal (2005), ao estimarem modelos MS-VECM para as importações brasileiras, estimam inicialmente modelos mais gerais (com 3 regimes e todos os parâmetros variando) e então testam essas especificações contra modelos mais restritos (com 2 regimes e número mais limitado de parâmetros sujeitos a não-linearidades).

<sup>15</sup> Importante notar que virtualmente todas as especificações econométricas admitem uma representação na forma de um modelo de espaço-estado restrito.

<sup>16</sup> Para maiores detalhes, ver Commandeur e Koopman (2007, p. 84-89).

#### 4. DESCRIÇÃO E ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS

A análise econométrica foi realizada com base em dados trimestrais para o período de 1995 ao primeiro trimestre de 2010, totalizando 61 observações. Conforme é praxe na literatura, além de uma medida para as “exportações brasileiras”, foram consideradas as variáveis “renda do resto do mundo” e “preço relativo”. O quadro 1 apresenta uma descrição sumária dos dados.

QUADRO 1 – Descrição e fontes dos dados

Variável	Sigla	Medida	Unidade	Descrição	Fonte	Tabela/Código
Exportações brasileiras	X	Exportações de bens e serviços não-fatores FOB.	Em R\$ milhões encadeados a preços de 1995, em logaritmo natural.	-	IBGE/SCN, Contas Trimestrais ref. 2000.	Tabela 9
Renda do resto do mundo	Y <sup>w</sup>	Importações mundiais, CIF.	US\$ bilhões americanos a preços constantes de 1995, em logaritmo natural.	Série em US\$ bilhões correntes deflacionada pelo índice de valor unitário das importações mundiais em termos do dólar americano.	FMI/IFS.	Códigos 00175...DZF... e 00171...DZF...
Preço relativo	TCR	Taxa de câmbio real com relação ao dólar americano.	R\$/US\$, em logaritmo natural.	Média entre as taxas de câmbio nominal de compra e venda (médias no trimestre) multiplicada pela razão entre os IPA's americano e brasileiro.	BCB/SGS (taxa de câmbio nominal) e FMI/IFS (IPA's).	Códigos 3697 e 3698 para as taxas de câmbio e 11163...ZF... e 22363...ZF... para os IPA's

Fonte: Os autores

Como medida do volume das exportações, foram utilizados dados das “exportações de bens e serviços não-fatores FOB” em milhões de reais encadeados a preços de 1995 da nova série (referência 2000) das Contas Nacionais Trimestrais divulgadas pelo IBGE. A utilização dos dados das Contas Nacionais é entendida como sendo uma contribuição importante deste trabalho, posto que a literatura macroeconômica aplicada ao setor externo brasileiro tem sido voltada para a estimação de especificações desagregadas. Em geral, são utilizados dados da Secretaria de Comércio Exterior do Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (Secex/MDIC) obtidos da Funcex ou do Banco Central do Brasil (BCB). Essas são, na verdade, as fontes primárias dos dados do IBGE.<sup>17</sup> Não existe, entretanto, uma correspondência clara entre as Contas Trimestrais e as fontes primárias porque o IBGE submete os dados a um critério de “crítica” com o objetivo de se expurgar o efeito de observações atípicas e devido ainda ao procedimento de *benchmark* aplicado para a consolidação com os dados anuais.<sup>18</sup>

Como *proxy* para a renda do resto do mundo, foi utilizado o “volume de importações mundiais”

<sup>17</sup> Os dados das exportações brasileiras de mercadorias, apurados e publicados pela Secex, são divulgados com periodicidade mínima semanal e agrupados por fator agregado, categoria de uso e de acordo com a Classificação Uniforme para o Comércio Internacional (CUCI). Adicionalmente, é possível obter os dados das exportações por principais produtos, países de destino e empresas exportadoras. Vale destacar, por fim, que a Funcex, com base nos dados da Secex, agrupa as exportações brasileiras de acordo com algumas tipologias, das quais destacamos intensidade tecnológica e dinamismo do comércio mundial dos produtos, além de gerar índices de preços e *quantum*. Já os dados sobre exportações de serviços são apurados e divulgados pela Divisão de Balanço de Pagamentos do Departamento Econômico do Banco Central (Dipab-Depec/BCB). Os dados da Secex encontram-se também disponíveis no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) no sítio do BCB.

<sup>18</sup> O IBGE obtém mensalmente os dados de exportações de mercadorias junto à Secex/MDIC em valores (dólares) e quantidade (quilogramas). Os dados de exportações de serviços são fornecidos pela Dibap-Depec/BCB. O valor unitário (razão entre o valor em dólares e o peso em quilogramas) é utilizado como medida de preço. O cálculo da variação de preços é realizado segundo a formulação de Paasche. A variação em volume é determinada implicitamente. O critério de “crítica” é então aplicado aos valores unitários por produto e agrupamento (pela Nomenclatura Comum do Mercosul ou a classificação nível 110 do Sistema de Contas Nacionais). Em moeda nacional, o valor trimestral é obtido convertendo o valor mensal pela taxa de câmbio média mensal da média de compra e venda (cf. consta em IBGE, 2008, p. 20-21 e 23).

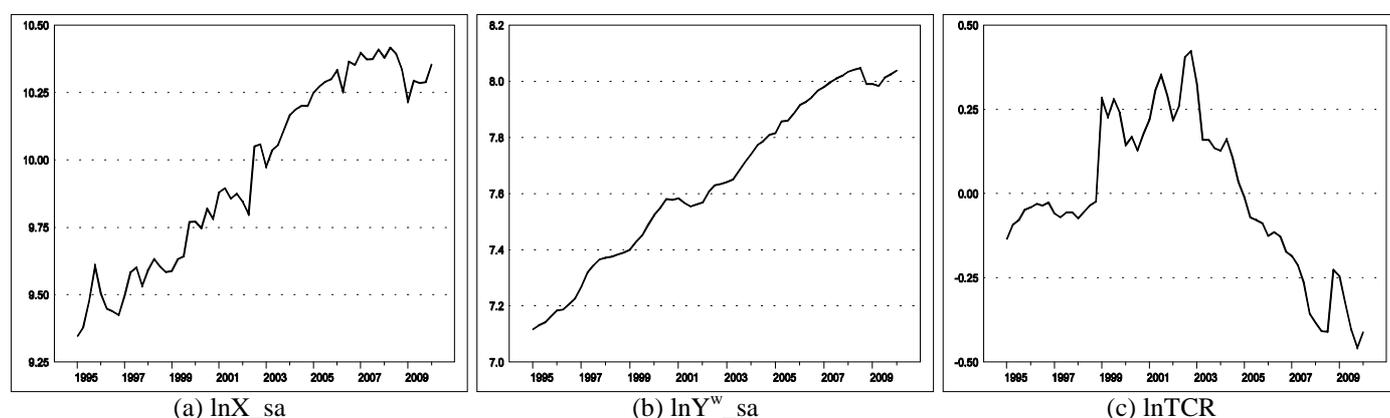
definido como sendo o valor das importações mundiais em bilhões de dólares correntes deflacionado pelo valor unitário das importações mundiais em termos do dólar. Ambas as séries são divulgadas pelo Fundo Monetário Internacional na base de dados *International Financial Statistics* (FMI/IFS).

Como medida de preço relativo foi utilizada a “taxa de câmbio real com relação ao dólar”. Essa série foi construída a partir da taxa de câmbio nominal média trimestral divulgada em BCB/SGS e com base nos IPA’s dos Estados Unidos e do Brasil disponíveis em FMI/IFS.

A transformação logarítmica foi realizada nessas três séries com o objetivo de se estabilizar as variâncias e torná-las estacionárias no segundo momento de suas distribuições. Isso possibilita, ademais, interpretar as inclinações como sendo elasticidades. Como foram utilizadas técnicas de econometria de séries temporais não-lineares, isso não necessariamente acarreta a imposição de elasticidades constantes, tal como no caso linear.

Diante do marcado padrão sazonal observado para as exportações brasileiras e a *proxy* para a renda do resto do mundo, optou-se por dessazonalizá-las pelo procedimento X12.<sup>19,20</sup> O gráfico 1 apresenta a evolução das séries utilizadas neste trabalho.

GRÁFICO 1 – Trajetória das séries, 1995:1-2010:1



A inspeção visual das séries permite identificar algumas de suas características básicas. A possibilidade de quebras estruturais se apresenta com maior clareza nas séries das exportações brasileiras e das importações mundiais, notadamente em 2001. A série da taxa de câmbio apresenta alguns picos com observações aberrantes, em que se destacam aquelas observadas em 1999, 2001 e 2003. Importante notar ainda que todas as séries foram, de alguma maneira, impactadas pela crise em 2008/09.

Testes para a presença de raiz unitária foram realizados, pressupondo no máximo uma raiz sobre ou fora do círculo unitário. Devido às características específicas de cada série, diferentes testes foram utilizados. A tabela 1 apresenta esses resultados, em que se procurou tornar claro o comportamento das séries sugerido pelas hipóteses nula e alternativa.<sup>21</sup>

Dado que pelo teste ADF não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária em nenhum dos casos, o teste de Zivot e Andrews (1992) foi realizado permitindo quebra endógena no nível e na inclinação da função tendência conforme o modelo C de Perron (1989). Nesse caso, também não foi possível rejeitar que as séries evoluem conforme passeios aleatórios. Em seguida foi realizado o teste de Lee e Strazicich (2003) que permite duas quebras sob as hipóteses nula e alternativa. Por esse teste, conclui-se que a série das exportações é estacionária, sendo que as quebras pareceram significantes na

<sup>19</sup> Não trabalhamos com integração ou cointegração sazonal neste trabalho.

<sup>20</sup> Inicialmente trabalhamos com as séries sem esse ajuste, impondo *dummies* sazonais. Note-se que o ajuste sazonal prejudica a comparabilidade de projeções com base nos modelos estimados com os dados a serem divulgados pelo IBGE. Optamos pela dessazonalização ao notar a excessiva sensibilidade a pequenas alterações na especificação das regressões de alguns testes – como a introdução de defasagens da diferença no teste de cointegração – e alguns resultados possivelmente contaminados por ruídos. Além disso, os valores críticos para o teste de cointegração com quebra foram tabelados para um máximo de cinco variáveis e com isso não seria possível se estimar a data da quebra e realizar o teste de cointegração de forma conjunta com a utilização de três *dummies*, por exemplo.

<sup>21</sup> O teste ADF foi realizado no software E-views versão 5.0. Os testes Zivot-Andrews e Lee-Strazicich foram realizados no Software WinRats versão 7.0 por meio dos procedimentos zivot.src e lsunit.src disponíveis em <http://www.estima.com>.

regressão do teste.<sup>22</sup>

TABELA 1 – Testes para a presença de raiz unitária

Teste	Hipóteses nula ( $H_0$ ) e alternativa ( $H_A$ )		Estatísticas do teste (do tipo $\tau$ )		
	$H_0$	$H_A$	$\ln X_{sa}$	$\ln Y^w_{sa}$	$\ln TCR$
ADF- $\tau_\tau$	Passeio aleatório com tendência quadrática	Estacionária em torno de uma tendência	-2,520	-2,746	-
ADF- $\tau_\mu$	Passeio aleatório com deslocamento	Estacionária em nível	-1,130	-1,604	-0,935
ADF- $\tau$	Passeio aleatório puro	Estacionária em nível	-	-	-0,542
Zivot-Andrews (modelo C)	Passeio aleatório com deslocamento (sem quebra)	Estacionária em nível (com uma quebra)	-4,682 [2006:3]	-4,257 [2006:4]	-
Lee-Strazicich (modelo C)	Passeio aleatório com deslocamento (com duas quebras)	Estacionária (com duas quebras)	-6,573*** [2003:3; 2008:3]	-5,029 [2002:3; 2008:2]	-

Fonte: Os autores

Notas: (a) As defasagens para a diferença nas regressões dos testes foram selecionadas pelo procedimento do geral para o particular com nível de significância de corte de 10% partindo de um máximo de 4 defasagens. (b) As datas estimadas para as quebras pelos procedimentos de Zivot-Andrews e Lee-Strazicich encontram-se em colchetes.

\*Rejeita  $H_0$  a 10%, \*\*rejeita  $H_0$  a 5%, \*\*\*rejeita  $H_0$  a 1%.

A não unanimidade entre os resultados dos testes de raiz unitária com quebra para a série de exportações sugere cautela ao se interpretar os resultados baseados em técnicas de cointegração diante da tendência desses testes em rejeitar a hipótese nula quando se considera inadvertidamente séries estacionárias.

## 5. RESULTADOS E ANÁLISES

Essa seção apresenta especificações econométricas para as exportações agregadas brasileiras que envolvem as elasticidades de longo prazo e a dinâmica de curto. Em seguida aos resultados dos vetores de cointegração, a análise foi realizada com base em modelos estáticos que permitem alternância de regimes e parâmetros variáveis. A dinâmica de curto prazo foi investigada por meio de ECM's lineares e através de modelos dinâmicos de alternância de regime, denominados MS-VECM's. Ao final dessa seção, apresentamos também algumas notas com relação à projeção fora da amostra com base em modelos selecionados.

### 5.1 Caracterização da relação de longo prazo

Os testes de cointegração de Engle-Granger e Gregory-Hansen indicaram que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as exportações brasileiras, a renda do resto do mundo e o preço relativo.<sup>23,24</sup> Não foi possível concluir na direção de uma relação de equilíbrio a níveis de significância convencionais apenas pela especificação com controle para tendência determinística linear e sem quebra

<sup>22</sup> Note-se que os testes de Zivot-Andrews e Lee-Strazicich não se aplicam no caso da série da taxa de câmbio porque essa variável não exibe uma trajetória decididamente crescente ou decrescente.

<sup>23</sup> Os testes Engle-Granger e Gregory-Hansen foram realizados no software WinRats 7.0 por meio dos procedimentos `egtest.src`, `gregoryhansen.src` e `mackinnoncv.src` disponíveis em <http://www.estima.com>.

<sup>24</sup> Note que pressupomos que existe apenas um vetor de longo prazo e que o preço relativo e a renda do resto do mundo são variáveis fracamente exógenas. O próximo passo consistiu em uma tentativa de se testar para a presença de mais de um vetor de cointegração e checar se a hipótese de exogeneidade fraca das variáveis explicativas é satisfeita. Contudo, o VAR de partida pareceu claramente não congruente com os dados. O VAR pareceu muito persistente, necessitando de até 6 defasagens para tornar o resíduo não autocorrelacionado, sendo que este permaneceu aparentemente não-normal. Os testes de cointegração de Johansen indicaram para a presença de mais de 2 vetores em especificações plausíveis – *i.e.* com constante apenas no vetor de cointegração e com constante no vetor e no VAR –, o que não é possível com apenas 3 variáveis. Além disso, o teste Chow *forecast*, realizado no software JMulTi, indicou quebra no VAR. Esse resultado pode ser obtido junto aos autores mediante solicitação.

estrutural. A tabela 2 mostra os resultados dos testes de cointegração e os vetores estimados conforme cada especificação.<sup>25</sup>

O vetor estimado segundo a equação (1) indicou uma elasticidade-renda de 1,17 e uma elasticidade-preço de 0,06. Os resultados para a especificação (4) indicaram uma quebra no nível da relação de longo prazo no quarto trimestre de 2002, que passou de 2,71 para 2,87. As elasticidades-renda e preço estimadas foram, respectivamente, de 0,94 e 0,09. Ao se introduzir um controle para tendência determinística conforme a equação (5), conclui-se que a data da quebra foi no segundo trimestre de 2002 e que a elasticidade-renda se situou em torno de 1,34, enquanto a elasticidade-preço parece não ter sido diferente de zero. Portanto, ambos os modelos que permitem quebra somente no nível da função apontam para uma mudança durante 2002.

TABELA 2 – Elasticidades de longo prazo por MQO

Variável	EG – Equação (1)		GH-C – Equação (4)		GH-C/T – Equação (5)		GH-FB – Equação (6)	
	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t
Constante	1,002	3,757	2,705	7,427	-0,123	-0,094	4,659	4,570
du99q2	-	-	-	-	-	-	-8,191	-6,268
du02q2	-	-	-	-	0,164	5,517	-	-
du02q4	-	-	0,165	5,775	-	-	-	-
Tendência	-	-	-	-	-0,007	-2,170	-	-
lnY <sup>w</sup> _sa	1,172	33,539	0,938	19,084	1,335	7,278	0,669	4,781
du99q2*lnY <sup>w</sup> _sa	-	-	-	-	-	-	1,086	6,206
lnTCR	0,061	1,358	0,094	2,575	0,031	0,809	-0,022	-0,128
Du99q2*lnTCR	-	-	-	-	-	-	0,508	2,716
Estatística do teste		-3,560*		-5,286**		-5,739**		-5,879**
R2 ajustado	0,958		0,973		0,972		0,976	
Durbin-Watson	0,713		1,281		1,426		1,407	

Fonte: Os autores.

\*Cointegra a 10%, \*\*cointegra a 5%, \*\*\*cointegra a 1%.

Pelo modelo com mudança nas inclinações da equação (6), logo em seguida à mudança no regime cambial – mais precisamente, no segundo trimestre de 1999 – a elasticidade-renda teria crescido de 0,67 para 1,76 e a elasticidade-preço atinge cerca de 0,49 partindo de algo próximo a zero, sendo que isso teria ocorrido concomitantemente a uma quebra de nível negativa.

Importante notar que o teste de cointegração com quebra não constitui evidência com relação à existência ou não de mudança de regime, posto que a hipótese alternativa contém como caso especial uma relação de cointegração invariante. Com isso, a data da quebra é identificável somente se não se rejeita a hipótese nula pelo procedimento de Engle-Granger, conforme destacam Gregory e Hansen (1996, p. 177). Avaliar a significância das *dummies* como sendo evidência de cointegração não é prudente, dado que é possível fazer inferência no vetor de cointegração apenas em casos especiais. Como rejeitou-se não-cointegração pelo procedimento Engle-Granger e em todas as três especificações possíveis do teste Gregory-Hansen, torna-se necessário identificar a melhor aproximação para a relação de longo prazo. Nessas condições, para checar se de fato há não-linearidades na relação de longo prazo e quais as suas principais propriedades foram estimadas regressões MS estáticas e modelos de espaço-estado com parâmetros variáveis.<sup>26</sup>

Foram consideradas especificações MS estáticas com 2 e 3 regimes permitindo alternância apenas no intercepto (MSI), no intercepto e na variância (MSIH), no intercepto e nos regressores estocásticos (MSIA) e no intercepto, na variância e nos regressores estocásticos (MSIAH). Inicialmente permitiu-se apenas 2 regimes sem tendência linear determinística e os critérios de informação de Schwartz (SIC), Hannan-Quinn (HQ) e Akaike (AIC) foram computados. Esse mesmo exercício foi realizado ao se introduzir tendência determinística e permitir 3 regimes, perfazendo um total de 16 modelos estimados.<sup>27</sup>

<sup>25</sup> Reportamos as estatísticas-t na tabela 2, mas ressaltamos que a distribuição assintótica dos coeficientes apenas segue uma distribuição normal em casos especiais porque os erros-padrão não são consistentes. Ver Enders (2010, p. 425-27).

<sup>26</sup> As regressões MS e de espaço-estado foram estimadas através dos pacotes PcGive 13.0 e STAMP 8.2 no software Oxmetrics 6.01, respectivamente.

<sup>27</sup> Alguns modelos MSIH não convergem através do procedimento EM. Nesses casos, foi preciso utilizar a função “programação quadrática seqüencial factível” (SQPF) após algumas iterações iniciais via EM.

Entre as 8 especificações possíveis, a tendência linear determinística quase nunca pareceu significativa a níveis convencionais. Ademais, nenhum modelo com termo de tendência foi selecionado pelos critérios de informação considerados.

A tabela 3 mostra os resultados das regressões MS para as especificações MSI(2), MSI(3) e MSIAH(3), indicadas como sendo o melhor modelo segundo os critérios SIC, HQ e AIC, respectivamente. Além das estimativas para os coeficientes, desvios-padrão e probabilidades de transição, foram apresentados alguns testes de diagnóstico nos modelos. Entre estes, cumpre destacar que sempre foi possível rejeitar a linearidade dos parâmetros. Esse resultado se manteve para todas as 16 especificações estimadas, indicando fortemente a presença de não-linearidade nos dados. A datação estimada para os estados da natureza pode ser observada na tabela 4.

TABELA 3 – Elasticidades de longo prazo por regressões MS estáticas

Variável Regime	Constante			lnY <sup>w</sup> _sa			lnTCR			Desvio-padrão		
	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)
MSI(2)	2,047*	2,197*	-	1,025*	1,025*	-	0,060*	0,060*	-	0,037	0,037	-
MSI(3)	2,264*	2,370*	2,454*	0,995*	0,995*	0,995*	-0,07*	-0,07*	-0,07*	0,024	0,024	0,024
MSIAH(3)	2,243*	1,255*	2,066*	0,996*	1,137*	1,042*	-0,063	0,026	0,055	0,023	0,014	0,033
Probabilidades de transição, pij=p(j i)				p(0 0)	P(0 1)	p(1 0)	p(1 1)	p(1 2)				
MSI(2)				0,928*	0,072*	-	-	-				
MSI(3)				0,835*	0,248*	0,120	0,610*	0,169*				
MSIAH(3)				0,676*	0,453*	0,208	0,546*	0,077				
Testes de diagnóstico			Linearidade LR	Partmanteau LM		ARCH	Normalidade					
MSI(2)			41,432*	1,846		0,318	1,954					
MSI(3)			52,795*	7,357		1,620	0,745					
MSIAH(3)			66,214*	6,747		0,239	2,058					

Fonte: Os autores.

Nota: O teste de normalidade é uma versão do teste Jarque-Bera. No teste Partmanteau, foram utilizadas 4 defasagens. O teste ARCH é de ordem 4. Notou-se sinal de autocorrelação serial nos modelos MSI(3) e MSIAH(3) ao se realizar o teste Partmanteau com número menor de defasagens.

\*Rejeita H<sub>0</sub> a pelo menos 10%. Não se aplica para as estimativas dos desvios-padrão.

O modelo MSI(2) é caracterizado por dois regimes bastante persistentes. A duração média foi de 9,33 trimestres para o regime 0 e de 14,5 para o regime 1. Este, que representa um nível mais elevado para a relação de equilíbrio, parece ter ocorrido entre 1995:3 e 1996:1 e novamente entre 2002:3 e 2008:4. Note-se que em todas as especificações com 2 regimes essa mesma datação foi obtida. Em geral, um nível “baixo” prevalece até 2002:2 e então o regime de nível “elevado” passa a persistir. É importante ressaltar que a mudança no intercepto em 2002 também foi verificada nos modelos estimados anteriormente por MQO nas especificações com quebra apenas na constante. Além disso, as estimativas das elasticidades-renda e preço também não divergiram muito das apresentadas anteriormente.

Os resultados para a especificação MSI(3) indicaram três regimes bem menos persistentes, com duração média de 4,40 trimestres para o regime 0, 2,67 para o regime 1 e 6,33 para o regime 2. O regime 1 representa agora um estado da natureza de nível “intermediário” para as exportações. A probabilidade de transição do regime 2 para o regime 0 foi fixada na fronteira por ser muito baixa, *i.e.* p<sub>20</sub>=0. Por sua vez, a probabilidade de transição do regime 0 para o regime 2 não foi nula, porém pequena (p<sub>02</sub>=0,045). Assim, a alternância entre os regimes 0 e 2 ocorre de forma suave, em geral com uma passagem pelo de nível “intermediário”.

Há certa alternância entre os regimes de nível “intermediário” e “baixo” até 2002:2, este último persistindo até 2002:3 quando um nível mais “elevado” para a relação de equilíbrio passa a persistir. Uma nova ocorrência do nível “baixo” só foi estimada para 2009:1. Importante notar, ademais, que a elasticidade da taxa de câmbio apareceu agora com o sinal trocado, mas a responsividade das exportações a essa variável foi sempre próxima de zero.

Com todos os parâmetros variando, a caracterização dos regimes se torna mais complicada. Começamos por notar que o regime 2 do modelo MSIAH(3) possui a mesma datação do regime 1 na especificação MSI(2), sendo que as elasticidades-renda e preço foram muito próximas nessas duas situações. O mesmo vale para o nível, que agora é classificado como “intermediário”. Esse regime é o único persistente com duração média de 13,5 trimestres, sendo também o que apresenta maior variância.

TABELA 4 – Datação dos regimes, MS estáticos

Especificação	MSI(2)	MSI(3)	MSIAH(3)
Regime 0	1995:1-1995:2/ 1996:2-2002:2/ 2009:1	1995:1-1995:2/ 1996:2-1999:3/ 2000:1-2000:4/ 2002:2/ 2009:1	1995:1-1995:2/ 1996:3-1997:1/ 1997:4-1998:1/ 1998:3-1999:3/ 2000:1-2000:4/ 2002:2/ 2009:1
Regime 1	1995:3-1996:1/ 2002:3-2008:4	1995:3/ 1996:1/ 1999:4/ 2001:1-2002:1/ 2006:2/ 2007:2-2008:4	1996:2/ 1997:2-1997:3/ 1998:2/ 1999:4/ 2001:1-2002:1/ 2008:3-2008:4
Regime 2	-	1995:4/2002:3-2006:1/ 2006:3-2007:1	1995:3-1996:1/ 2002:3-2008:2

Fonte: Os autores.

Os regimes 0 e 1 duraram em média 2,57 e 2 trimestres, respectivamente. O regime 0 exibe agora o nível mais “elevado”, sendo que suas elasticidades se assemelham ao que se observou para o modelo MSI(3). No regime 1, de nível mais “baixo”, a elasticidade-preço foi intermediária e a elasticidade-renda a mais elevada entre os regimes. Nessa especificação tem-se novamente  $p_{20}=0$ , sendo que agora isso significa que a mudança do regime de nível “intermediário” para o de nível “elevado” sempre deve se dar através de uma passagem pelo regime de nível “baixo”.

O que de mais essencial as estimações MS indicaram foi a existência de um regime persistente entre 2002:3 e 2008:4 com nível mais elevado para a relação de longo prazo. Isso, aliado à rejeição da linearidade por todas as 16 regressões estimadas e o fato de nenhum modelo com tendência determinística ter sido selecionado por meio dos critérios de informação, parece indicar que a especificação de cointegração com quebra de nível é uma boa aproximação para a relação de longo prazo. Importante notar também que a elasticidade-renda sempre se situou próxima de 1 com intervalo de 0,995 e 1,14 para as estimativas pontuais. No caso da elasticidade-preço esse intervalo foi de -0,07 a 0,06. Contudo, não é possível rejeitar a hipótese de que houve mudança nas elasticidades.

A seguir apresentamos os resultados das estimações dos modelos estruturais (ou de espaço-estado) para a relação de longo prazo, tal como definida na equação (10). Como destacado na seção 3, esta metodologia permite tratar todos os parâmetros como variáveis no tempo, sendo possível inclusive modelar a sazonalidade das séries como estocástica ou fixa. A tabela 5 resume os resultados obtidos tanto com o uso de séries dessazonalizadas quanto com as séries originais (e, portanto, modelando diretamente a sazonalidade). Como se pode observar, um resultado importante que se infere do uso dessa metodologia é que a dessazonalização das séries não parece ter alterado significativamente os resultados, uma vez que os parâmetros obtidos são semelhantes independentemente da maneira como se trata a questão da sazonalidade.

Assim como no caso dos modelos de alternância de regime e cointegração com quebra, os resultados das estimações de espaço-estado sugerem que a maior parte da alteração paramétrica da função exportações no período ocorre no nível da função. Todos os modelos em que se utilizou a opção de identificação automática de *outliers* e/ou mudanças de nível indicaram uma alteração no nível das exportações a partir de 2002. Em geral, quando as elasticidades-renda e preço são tratadas como estocásticas nos modelos, estas apresentam baixa variabilidade em um mesmo modelo (no máximo na segunda casa decimal). Além disso, os resultados parecem corroborar as ordens de grandeza obtidas anteriormente, uma vez que as estimativas para elasticidade-renda se mantiveram entre 1,3 e 1,6 e para elasticidade-preço foram muito baixas (sempre próximas a zero) em todos os modelos.

TABELA 5 – Elasticidades de longo prazo nos Modelos de Espaço-Estado

Especificação <sup>a</sup>	Parâmetros Estimados	Convergência	AIC	Teste Q <sup>b</sup>	Teste H <sup>b</sup>	Teste N <sup>b</sup>
MODELO-A: lnX <sub>sa</sub> =f(lnY <sup>w</sup> <sub>sa</sub> ,lnTCR), sendo elasticidades-renda e preço distribuídas como <i>random walks</i> e constante e tendência estocásticas [sazonalidade estocástica]	Elasticidade-renda: 1,5 c/ variância zero [varia entre 1,45 e 1,48] Elasticidade-preço: 0,14 [0,13, só varia na 4ª casa decimal]	Forte [Muito Fraca]	-5,6512 [-5,688]	15,62** [10,72*]	0,48 [0,46]	2,86 [0,46]
MODELO-B: lnX <sub>sa</sub> =f(lnY <sup>w</sup> <sub>sa</sub> ,lnTCR), sendo elasticidades-renda e preço distribuídas como <i>random walks</i> , constante estocástica e tendência fixa [sazonalidade estocástica]	Elasticidade-renda: varia entre 1,46 e 1,49 [1,45 e 1,48] Elasticidade-preço: varia entre 0,136 e 0,139 [0,127 e 0,128]	Muito Fraca [Muito Fraca]	-6,1945 [-5,665]	16,92*** [10,422]	0,44 [0,47]	2,36 [0,47]
MODELO-C: lnX <sub>sa</sub> =f(lnY <sup>w</sup> <sub>sa</sub> ,lnTCR), sendo elasticidades-renda distribuída como <i>random walk</i> e elasticidade-preço fixa, constante estocástica e tendência fixa [sazonalidade fixa]	Elasticidade-renda: varia entre 1,47 e 1,495 [1,42 e 1,45] Elasticidade-preço no estado final: 0,138 [0,124]	Muito Fraca [Muito Fraca]	-5,9917 [-5,792]	8,06 [7,53]	0,46 [0,64]	5,74* [2,50]
MODELO-D: lnX <sub>sa</sub> =f(lnY <sup>w</sup> <sub>sa</sub> ,lnTCR), sendo elasticidades-renda e preço fixas, constante estocástica e tendência fixa [sazonalidade fixa]	Elasticidade-renda no estado final: 1,508*** [1,458***] Elasticidade-preço no estado final: 0,142 [0,128]	Muito Forte [Muito Forte]	-5,6512 [-5,405]	5,67 [8,76]	0,47 [0,64]	5,12* [2,19]
MODELO-E: lnX <sub>sa</sub> =f(lnY <sup>w</sup> <sub>sa</sub> ,lnTCR), sendo elasticidades-renda e preço fixas, constante estocástica, tendência fixa e intervenção automática <sup>c</sup> [sazonalidade estocástica]	Elasticidade-renda no estado final: 1,311*** [1,60***] Elasticidade-preço no estado final: 0,033 [0,09]	Muito Forte- Fraca [Muito Forte- Muito Forte]	-6,0813 [-5,653]	3,04 [8,94]	0,85 [0,80]	1,67 [0,31]
MODELO-F: lnX <sub>sa</sub> =f(lnY <sup>w</sup> <sub>sa</sub> ,lnTCR), sendo elasticidades-renda e preço distribuídas como <i>random walks</i> , constante estocástica, tendência fixa e intervenção automática <sup>c</sup> [sazonalidade fixa]	Elasticidade-renda: varia entre 1,295 e 1,305 [1,32 e 1,33] Elasticidade-preço: varia entre 0,359 e 0,361 [0,056 e 057]	Muito Fraca- Fraca [Forte-Muito Fraca]	-6,600 [-5,886]	6,47 [12,40*]	0,74 [0,52]	1,73 [0,71]
MODELO-G: lnX <sub>sa</sub> =f(lnY <sup>w</sup> <sub>sa</sub> ,lnTCR), sendo elasticidades-renda distribuída como <i>random walk</i> e elasticidade-preço fixa, constante estocástica, tendência fixa e intervenção automática <sup>c</sup> [sazonalidade fixa]	Elasticidade-renda: varia entre 1,294 e 1,306 [1,31 e 1,33] Elasticidade-preço no estado final: 0,06 [0,05]	Muito Fraca- Fraca [Muito Fraca-Muito Fraca]	-6,514 [-5,928]	4,33 [8,97]	0,77 [0,64]	1,77 [4,83]

Fonte: Os autores.

a: A tabela apresenta tanto os resultados das especificações com o uso das séries dessazonalizadas quanto com as séries originais. No caso das séries originais, a sazonalidade foi incorporada ao modelo, sendo tratada como fixa ou estocástica (seguindo um passeio aleatório). Todos os resultados entre colchetes foram obtidos em estimações com as séries originais.

b: O teste Q de independência se baseia na estatística de Box-Ljung de correlação dos resíduos. A hipótese nula é que os resíduos não são autocorrelacionados. No teste H, a hipótese nula é a de homocedasticidade. O teste N baseia-se na estatística Jarque-Bera e tem como hipótese nula que os resíduos seguem uma distribuição normal. Em modelos de espaço-estado estes testes são realizados nos resíduos de previsão padronizados. Para maiores detalhes, ver Commandeur e Koopman (2007, cap.8) e Koopman *et al.* (2007).

c: O STAMP 8.2 possui a opção de escolha automática de *outliers* e mudança de nível da variável dependente, que se baseia em uma análise dos resíduos auxiliares do modelo. O detalhamento do procedimento encontra-se em Koopman *et al.* (2007). Em todos os modelos foi identificado um *outlier* em 1995:4 e uma mudança no nível das exportações em 2002:3.

\*Rejeita H<sub>0</sub> a 10%, \*\*rejeita H<sub>0</sub> a 5%, \*\*\*rejeita H<sub>0</sub> a 1%.

## 5.2 Estimações para a dinâmica de curto prazo

O passo seguinte da pesquisa consistiu na estimação da dinâmica de curto prazo com base nas especificações para a relação de cointegração examinadas acima. O recorte temporal foi sempre de 1995:1 a 2009:1, dado que um dos objetivos desse trabalho foi o de selecionar modelos que projetam bem em até quatro passos à frente. A tabela 6 apresenta os resultados para os ECM's lineares estimados via MQO, em que foram utilizados os resíduos das equações (1), (4) e (6). No que segue esses modelos foram denominados, respectivamente,  $ECM^{EG}$ ,  $ECM^{GH}$  e  $ECM^{GH*}$ .

Note-se que os termos autorregressivos nunca sobreviveram ao processo de exclusão de defasagens realizado do geral para o específico com base em testes de significância individual e/ou conjunta. No modelo  $ECM^{EG}$ , a elasticidade-renda de curto prazo estimada em 1,17 é praticamente igual à de longo prazo reportada na tabela 2. A taxa de câmbio, por outro lado, pareceu exercer efeito negativo sobre as exportações no curto prazo com defasagem de dois períodos, com elasticidade estimada em -0,6.<sup>28</sup> A velocidade de ajustamento foi estimada em 0,38, indicando que a correção do desequilíbrio com relação à solução de longo prazo se dá em cerca de três trimestres. Importante notar que existe evidência de não-normalidade nos resíduos. Esse resultado foi também observado para os demais modelos – aparentemente devido à influência de *outliers* –, mas não compromete a identificação em regressões MQO. Diante disso, adotou-se certa tolerância no processo de exclusão de defasagens.

O intercepto é muito próximo de zero e não-significante em todos os modelos. Com relação ao modelo  $ECM^{GH}$ , cumpre notar que o crescimento da renda do resto do mundo parece produzir um *overshooting* sobre as exportações brasileiras, haja vista que a elasticidade de curto prazo de 1,24 supera a elasticidade-renda de longo prazo estimada em 0,94. Segundo essa especificação, o efeito de curto prazo da taxa de câmbio é positivo, mas a estimativa de 0,33 também se situa bem acima da elasticidade de longo prazo estimada em 0,09. A velocidade de ajustamento foi estimada em 0,53, sendo que isso significa que a correção dos desequilíbrios se dá em aproximadamente dois trimestres. As estatísticas de diagnóstico desse modelo indicaram erros de especificação. Pelo teste ARCH, conclui-se que é preciso modelar a variância, posto que há indícios de heterocedasticidade condicional. Pelo teste RESET, conclui-se na direção de não-linearidade.

TABELA 6 – Elasticidades de curto prazo, ECM's por MQO

Variável	$ECM^{EG}$		$ECM^{GH}$		$ECM^{GH*}$	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
Constante	-0,004	0,727	-0,003	0,738	-0,005	0,602
$dlnY^w_{sa_{t-1}}$	1,166	0,011	1,240	0,009	1,432	0,001
$dlnTCR_{t-1}$	-	-	0,126	0,251	-	-
$dlnTCR_{t-2}$	-0,217	0,061	0,203	0,071	-0,207	0,043
$Res_{eq1_{t-1}}$	-0,379	0,001	-	-	-	-
$Res_{eq4_{t-1}}$	-	-	-0,528	0,000	-	-
$Res_{eq6_{t-1}}$	-	-	-	-	-0,770	0,0000
R2 ajustado	0,276		0,320		0,434	
Breusch-Godfrey	1,039	0,398	0,946	0,446	0,919	0,461
White	1,644	0,132	0,729	0,733	0,531	0,844
ARCH	0,352	0,842	0,083	0,987	1,645	0,180
Ramsey RESET	1,977	0,166	5,484	0,023	4,793	0,033
Jarque-Bera	9,938	0,007	17,276	0,000	6,243	0,044

Fonte: Os autores.

Nota: Foram reportados os resultados dos testes de Breusch-Godfrey e ARCH com 4 defasagens. Esses testes foram também realizados para 3, 2 e 1 defasagens. Foi reportado o resultado para o teste de White com termos cruzados.

No modelo  $ECM^{GH*}$ , a elasticidade-renda de curto prazo foi estimada em 1,43. Ou seja, superior à estimativa de 0,67 para a relação de longo prazo antes do segundo trimestre de 1999, mas acima da elasticidade de longo prazo estimada em 1,76 para durante o período de flutuação cambial. Assim como

<sup>28</sup> Este resultado contraria a expectativa com relação ao sinal dessa variável, mas pode estar em consonância com o que preconiza a “curva J”, na qual o efeito no curto prazo de uma desvalorização cambial é uma redução das exportações.

no modelo ECM<sup>EG</sup>, a propensão de impacto da taxa de câmbio se mostrou negativa com estimativa pontual de -0,21. Afora isso, cumpre notar que a correção do desequilíbrio por essa especificação pareceu se dar de forma particularmente rápida. A estimativa de 0,77 indica que o retorno na direção da solução de longo prazo ocorre em menos de dois trimestres. Por fim, o teste RESET indicou a existência de erro de especificação.

Com isso, foram investigadas especificações não-lineares do tipo MS-VECM estimadas com base nos resíduos MQO das mesmas equações cointegrantes. Em algumas experimentações realizadas, notou-se que a utilização de 3 defasagens parece conciliar um bom ajuste com projeções razoáveis.<sup>29</sup> A seleção dentro da classe MS-VECM(3) se baseou novamente nos critérios de informação SIC, HQ e AIC.<sup>30</sup> Pelos critérios AIC e HQ, a especificação MSIAH(3) estimada com base nos desequilíbrios da equação (1) pareceu o melhor modelo. Pelo critério SIC, que tende a selecionar modelos mais parcimoniosos, conclui-se que a especificação MSIH(3) com base nos resíduos da equação (4) é a mais apropriada. Nenhuma especificação estimada com base nos resíduos da equação cointegrante (6) que permite quebra nas elasticidades sobreviveu à seleção com base nos critérios adotados. De agora em diante, os sobrescritos “EG” e “GH” em MS-VECM indicam, respectivamente, os modelos de correção de erro com alternância de regimes estimados com base nos resíduos das equações cointegrantes (1) e (4) estimadas via MQO no primeiro estágio. Os resultados das estimações foram organizados na tabela 7. A tabela 8 apresenta a datação estimada dos regimes.

TABELA 7 – Elasticidades de curto prazo, MS-VECM's

Variável Regime	Constante			dlnX <sub>t-i</sub> , i=1,2,3			dlnY <sup>w</sup> _sa <sub>t-i</sub> , i=1,2,3			dlnTCR <sub>t-i</sub> , i=1,2,3		
	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)
MSIAH(3) <sup>EG</sup>	-0,06*	0,02*	0,08*	-0,04*	-1,00*	-0,48*	1,21*	0,98*	0,09*	0,22*	0,49*	0,04*
MSIAH(3) <sup>GH</sup>	-0,05*	-0,02*	0,03*	-0,44*	-0,44*	-0,44*	1,69*	1,69*	1,69*	-0,07*	-0,07*	-0,07*
Variável Regime	Res_eq1 <sub>t-1</sub>			Res_eq4 <sub>t-1</sub>			Desvio-padrão					
	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)	(0)	(1)	(2)			
MSIAH(3) <sup>EG</sup>	-0,36*	-0,31*	-0,37*	-	-	-	0,003	0,011	0,002			
MSIH(3) <sup>GH</sup>	-	-	-	-0,42*	-0,42*	-0,42*	0,022	0,001	0,039			
Probabilidades de transição, pij=p(j i)				p(0 0)	p(0 1)	p(1 0)	p(1 1)	p(1 2)				
MSIAH(3) <sup>EG</sup>				0,657*	0,223*	0,070	0,494*	0,729*				
MSIH(3) <sup>GH</sup>				0,522*	0,719*	0,000*	0,089	0,423*				
Testes de diagnóstico			Linearidade LR		Partmanteau LM		ARCH	Normalidade				
MSIAH(3) <sup>EG</sup>			145,12*		6,67		0,026	0,061				
MSIH(3) <sup>GH</sup>			62,53*		4,01*		0,662	0,733				

Fonte: Os autores.

Nota: O teste de normalidade é uma versão do teste Jarque-Bera. No teste Partmanteau, foram utilizadas 4 defasagens. O teste ARCH é de ordem 4. Note-se que há sinal de autocorrelação no modelo MSIH(3). Isso também foi observado para a especificação MSIAH(3) quando um número menor de defasagens foi considerado.

\*Rejeita H<sub>0</sub> a pelo menos 10%. Não se aplica para as estimativas dos desvios-padrão.

Além da presença de termos autorregressivos e 3 regimes, a baixa persistência em ambos os casos torna particularmente difícil identificar os padrões dinâmicos captados por cada estado da natureza. Os regimes 0, 1 e 2 tiveram, respectivamente, duração média de 2, 1,09 e 2,3 trimestres no modelo MSIH(3)<sup>GH</sup>. Destaca-se que a velocidade de ajustamento é invariante nessa especificação, sendo estimada em 0,42, situando-se um pouco abaixo do que havia sido verificado para o modelo ECM<sup>GH</sup> e indicando que a correção do desequilíbrio é realizada entre dois e três trimestres. Na especificação MSIAH(3)<sup>EG</sup>, a duração média foi de 2,5, 1,92 e 1,36 trimestres para os regimes 0, 1 e 2, respectivamente. A velocidade de ajustamento em todos os regimes se situou próxima do que havia sido estimado através do modelo ECM<sup>EG</sup>, variando entre 0,31 e 0,37. Ou seja, o ajuste na direção do equilíbrio de longo prazo é realizado em no máximo três trimestres.

<sup>29</sup> Com 4 defasagens, os modelos se tornam sobreparametrizados e as projeções erram muito. Com apenas 2 defasagens, o ajuste fica bastante prejudicado e as projeções também não apresentam bom desempenho. Sobre projeções fora da amostra, ver mais adiante.

<sup>30</sup> Neste caso também foi preciso utilizar a função SQPF em alguns modelos em que a variância alterna entre regimes.

TABELA 8 – Datação dos regimes, MS-VECM's

Especificação	MSIAH(3) <sup>EG</sup>	MSIH(3) <sup>GH</sup>
Regime 0	1996:1-1996:4/ 1998:4-1999:2/ 2000:2-2000:4/ 2002:1-2002:2/ 2006:2/ 2008:4-2009:1	1996:2-1996:4/ 1997:4-1998:1/ 1998:4-1999:2/ 2000:2-2000:4/ 2002:2/ 2003:3-2003:4/ 2006:2/ 2007:3/ 2008:4-2009:1
Regime 1	1997:1/ 1997:3-1998:3/ 2000:1/ 2001:2-2001:4/ 2003:2/ 2003:4/ 2004:3/ 2005:1/ 2005:3/ 2006:1/ 2006:4/ 2007:2-2008:3	1996:1/ 1997:3/ 1998:3/ 2000:1/ 2002:1/ 2003:1- 2003:2/ 2006:1/ 2006:4/ 2007:2/ 2008:1/ 2008:3
Regime 2	1997:2/ 1999:3-1999:4/ 2001:1/ 2002:3-2003:1/ 2003:3/ 2004:1-2004:2/ 2004:4/ 2005:2/ 2005:4/ 2006:3/ 2007:1	1997:1-1997:2/ 1998:2/ 1999:3-1999:4/ 2001:1- 2001:4/ 2002:3-2002:4/ 2004:1-2005:4/ 2006:3/ 2007:1/ 2007:4/ 2008:2

Fonte: Os autores.

Mais importante, destaca-se que esses modelos fornecem um ajuste bastante preciso dentro da amostra.<sup>31</sup> Ademais, nota-se que ambos os modelos captam uma mudança na direção do regime com menor taxa média de crescimento no final do período amostral. Isso é importante porque a projeção realizada com base nesses modelos se dá pela média ponderada entre o valor predito para cada estado da natureza e sua probabilidade de ocorrência.

### 5.3 Projeção fora da amostra

Os vetores de cointegração reportados na tabela 2 foram estimados com a amostra completa, *i.e.* de 1995 ao primeiro trimestre de 2010. Todas as demais regressões foram estimadas com o período amostral truncado no primeiro trimestre de 2009. Isso foi realizado com o objetivo de avaliar as especificações na projeção fora da amostra do tipo “um passo à frente” ao longo de quatro trimestres, utilizando valores observados para os regressores. Isso é importante porque modelos sobreparametrizados em geral apresentam um melhor ajuste dentro da amostra, mas podem projetar mal devido a um fenômeno conhecido em econometria como *overfitting*.

Entre as especificações de curto prazo estimadas, destaca-se a pobre dinâmica ajustada para o curto prazo pelos ECM's lineares e o ajuste bastante acurado aos dados fornecido por modelos dinâmicos com alternância entre 3 regimes. Não obstante, os modelos lineares apresentaram melhor desempenho na projeção. Esses resultados foram organizados na tabela 9.

TABELA 9 – Projeções fora da amostra nos “modelos de curto prazo” selecionados, 2009:2-2010:1

Período	Observado	ECM <sup>EG</sup>		ECM <sup>GH</sup>		MSIAH(3)-VECM <sup>EG</sup>		MSIH(3)-VECM <sup>GH</sup>	
		Projeção	Erro%	Projeção	Erro%	Projeção	Erro%	Projeção	Erro%
2009:2	29.566,80	27.562,28	-6,78	28.041,89	-5,16	30.347,97	-2,64	30.125,84	-1,89
2009:3	29.307,38	29.838,83	1,81	29.596,77	0,99	30.085,88	-2,66	28.931,56	1,28
2009:4	29.405,97	31.729,10	7,90	31.575,55	7,38	31.177,60	-6,02	31.102,15	-5,77
2010:1	31.462,90	31.206,48	-0,81	31.063,92	-1,27	30.546,04	2,91	31.643,14	-0,57
Acumulado 4 trim.	119.743,05	120.366,69	0,50	120.278,14	0,45	122.157,49	2,02	121.802,70	1,72

Fonte: Os autores.

Nota: Dados em R\$ milhões dessazonalizados pelo procedimento X12.

O período selecionado para se realizar projeções é atípico, dado que se insere em uma fase de particular baixo dinamismo do comércio internacional, devido à crise econômica de 2008/09, que impactou de forma intensa as exportações brasileiras. Contudo, o erro acumulado ao longo de um ano não chega 0,5% para o melhor modelo.

Esse resultado sugere que, embora os modelos não-lineares sejam aparentemente melhores para se realizar análises estruturais, o ECM relativo à relação de longo prazo com uma mudança de nível no quarto trimestre de 2002 parece ser o mais apropriado para a construção de cenários condicionais entre as especificações que retratam a dinâmica de curto prazo.

<sup>31</sup> Por questões de espaço, não apresentamos os gráficos que confrontam “os dados” ao “modelo ajustado”.

TABELA 10 – Projeções fora da amostra nas especificações não-lineares de “longo prazo” selecionadas, 2009:2-2010:1

Período	Observado	MSI(3) estático		MSIAH(3) estático		Modelo estrutural F		Modelo estrutural G <sup>a</sup>	
		Projeção	Erro%	Projeção	Erro%	Projeção	Erro%	Projeção	Erro%
2009:2	29.566,80	28.319,84	4,25	28.566,79	3,38	28.342,89	-4,3	28.376,56	-5,8
2009:3	29.307,38	29.792,14	-1,65	29.971,43	-2,27	29.149,48	-0,5	31.690,14	0,2
2009:4	29.405,97	29.971,43	-1,92	30.576,90	-3,98	29.307,87	-0,3	28.794,07	-3,1
2010:1	31.462,90	31.194,59	0,85	31.194,59	0,85	29.700,65	-5,9	26.766,45	-5,0
Acumulado 4 trim.	119.743,05	119.269,01	-0,40	120.309,71	0,47	116.500,9	-2,8	115.627,2	-3,3

Fonte: Os autores.

a: Neste caso as projeções foram comparadas com os dados originais: 30.034,00 (2009:2), 31.635,00 (2009:3), 29.675,00 (2009:4), 28.118,00 (2010:1) e 11.9462,00 (soma dos quatro trimestres).

Nota: Dados em R\$ milhões dessazonalizados pelo procedimento X12.

Conforme é possível observar na tabela 10, as especificações MS estáticas projetaram ainda melhor, possivelmente devido à rápida correção dos desequilíbrios de curto prazo e o número reduzido de parâmetros estimados associados a uma relação não-linear. Para o melhor modelo, o erro de projeção acumulado foi de -0,4%. Os modelos de espaço-estado escolhidos para projeção foram aqueles que passaram em todos os critérios de diagnóstico apresentados na tabela 5 e apresentaram o menor valor do critério de informação AIC. Deste modo, foram selecionados o modelo-F no caso em que se utilizou as séries dessazonalizadas e o modelo-G quando a sazonalidade foi tratada diretamente no processo de estimação. Como se observa, em termos de projeção os modelos de espaço-estado se mostraram piores do que todas as outras metodologias.

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste artigo foram estimadas diversas funções para as exportações brasileiras no período compreendido entre 1995 e o primeiro trimestre de 2010. Para tanto, foram aplicados modelos lineares e não-lineares às variáveis comumente utilizadas na literatura empírica acerca deste tema, quais sejam, importações mundiais e taxa de câmbio real. Entretanto, diferentemente de outros autores, utilizou-se como variável dependente a série de exportações apurada pelo IBGE nas Contas Nacionais Trimestrais. Por fim, foram realizadas projeções fora da amostra para o segundo, terceiro e quarto trimestres de 2009 e para o primeiro trimestre de 2010.

Os coeficientes estimados para a relação de longo prazo apresentaram uma pequena variação entre os procedimentos econométricos utilizados, o que indica robustez dos resultados obtidos. A elasticidade-renda oscilou predominantemente entre 1 e 1,5 e a elasticidade-preço variou entre 0,1 e 0,6 para as especificações mais plausíveis. Destaca-se, entretanto, que em uma mesma especificação a variabilidade das elasticidades foi pequena. Estes resultados indicam que, a despeito do considerável aumento das exportações brasileiras no período recente, a sensibilidade das vendas externas no que tange a renda mundial e a taxa de câmbio permaneceu praticamente inalterada, o que sinaliza para a ausência de mudanças estruturais com relação a estas variáveis.

Cumprir notar, ademais, que existe forte evidência de que houve uma mudança no nível das exportações brasileiras em meados de 2002. Nos três procedimentos econométricos empregados – cointegração por MQO, Markov-Switching e modelos de estado-espaço – foram verificadas alterações na constante entre o segundo e quarto trimestres daquele ano.

Já no que concerne aos coeficientes de curto prazo, verifica-se, à semelhança de outros estudos, o fraco/nulo papel desempenhado pela taxa de câmbio real. As importações mundiais, por sua vez, têm um impacto mais relevante na determinação das exportações, de modo que em alguns casos os parâmetros estimados foram superiores àqueles verificados no longo termo, o que sugere a existência de um *overshooting* no curto prazo.

As projeções fora da amostra para o segundo trimestre de 2009 apresentaram um erro oscilando, em módulo, entre 1,89% e 6,78%. Entretanto, no acumulado para quatro trimestres, o erro apresentou uma menor variabilidade e uma maior precisão, variando entre 0,45% e 3,3%. Dessa forma, parece

razoável concluir que esses modelos são apropriados para se a construção de cenários condicionais para as exportações trimestrais brasileiras agregadas. Não obstante, reconhecemos que essa pesquisa pode ser aprofundada em diversas direções. Destacamos a investigação do desempenho das projeções em regressões identificadas com base nas hipóteses da equação de oferta e, possivelmente, a estimação de um sistema cointegrado. É natural, ademais, que se parta para análises mais desagregadas.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BANCO CENTRAL DO BRASIL – BCB. Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS). Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/?SERIETEMP>> . Acesso em: 01 jul. 2010.
- CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil - 1955/95. Texto para Discussão n. 469. Rio de Janeiro: IPEA, março de 1997. 53 p.
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; KAI, H.; CARVALHO, L. Principais características do modelo macroeconômico do IPEA. Rio de Janeiro: IPEA, junho de 2002 (Mimeo). 68 p.
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; FRISCHTAK, C. R. Crescimento econômico, balança comercial e a relação câmbio-investimento. Texto para Discussão n. 821. Rio de Janeiro: IPEA, setembro de 2001. 39 p.
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. As exportações brasileiras no período 1977/96: desempenho e determinantes. Texto para Discussão n. 545. Rio de Janeiro: IPEA, fevereiro 1998. 46 p.
- CAVALCANTI, M. A. F. H. Um modelo macroeconômico trimestral para o Brasil: possibilidades, limitações e resultados preliminares. Rio de Janeiro: IPEA, junho de 2000 (Mimeo). 16 p.
- COMMANDEUR, J. J. F.; KOOPMAN, S. J. An introduction to state space time series analysis. Oxford: Oxford University Press, 2007. 174 p.
- ENDERS, W. Applied econometric time series. 3 ed. New Jersey: Wiley, 2010. 517 p.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55 (2), p. 251-76, 1987.
- FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL – FMI. International Financial Statistics. Disponível em: <<http://www.imfstatistics.org/imf/>>. Acesso em: 01 jul. 2010.
- GRANGER, C. W. J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16, p. 121-30, 1981.
- GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70 (1), p. 99-126, 1996.
- HAMILTON, J. D. A New approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57 (2), p. 357-384, 1989.
- HAMILTON, J. D. Time series analysis. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1994. 799 p.
- HARVEY, A. C. Forecasting, structural time series models and the Kalman filter. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1989. 555 p.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Contas Nacionais Trimestrais: indicadores de volume e valores correntes, janeiro/março 2010. 34 p. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/pib/defaultcnt.shtm>>. Acesso em: 01 jul. 2010.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Contas Nacionais Trimestrais. Série Relatórios Metodológicos, n. 28, 2 ed. Rio de Janeiro, 2008. 64 p.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), p. 231–254, 1988.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with

- applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), p. 169-210, 1990.
- JOHANSEN, S.; MOSCONI, R.; NIELSEN, B. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend, *Econometrics Journal*, 3 (2), p. 216-249, 2000.
- KOOPMAN, S. J.; HARVEY, A. C.; DOORNIK, J. A.; SHEPARD, N. STAMP 8.0: Structural time series analyzer, modeler and prediction. London: Timberlake Consultants, 2007.
- KROLZIG, H. M. Econometric modelling of markov-switching vector autorregressions using MSVAR for Ox. Working paper, 1998. 26 p. Disponível em: <<http://fmwww.bc.edu/ec-p/software/ox/msvardoc.pdf>>.
- KROLZIG, H. M. Markov-Switching vector autoregressions: modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis. Berlin: Springer-Verlag, 1997. 357 p.
- LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum LM unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 84 (4), p. 1082-89, 2003.
- MORAIS, I. A. C.; PORTUGAL, M. S. A Markov-Switching model for the Brazilian demand for imports: analyzing the import substitution process in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, 25 (2), p. 173-218, 2005.
- MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A. L. Medium-Size macroeconomic model for the Brazilian economy. Working Paper Series n. 64. Brasília: Banco Central do Brasil, fevereiro de 2003. 49 p.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57 (6), p. 1361-1401, 1989.
- PORTUGAL, M. S. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 23 (2), p. 313-48, 1993.
- REIS, E.; CAVALCANTI, M. A. F. H.; CASTRO, A. S.; ROSSI, J. L.; RILDO, E.; HERNÁNDEZ, B. C. M. Model for projections and simulations of the Brazilian economy. Texto para Discussão n. 619. Rio de Janeiro: IPEA, janeiro de 1999. 77 p.
- STOCK, J. H. Asymptotic properties of least-squares estimators of cointegrating vectors. *Econometrica*, 55 (5), p. 1035-56, 1987.
- ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (3), p. 251-70, 1992.