

*Economia Aplicada*, v. 16, n. 1, 2012, pp. 167-196

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

BERNARDO PATTA SCHETTINI\*

GABRIEL COELHO SQUEFF†

RAPHAEL ROCHA GOUVÊA‡

### Resumo

Este trabalho apresenta novas especificações econométricas para as exportações brasileiras no período 1995-2009 utilizando dados das Contas Trimestrais e permitindo não linearidades. No vetor de cointegração, há evidências de uma mudança de nível, mas as elasticidades não mudaram significativamente. A elasticidade-renda permaneceu próxima à unidade e o multiplicador da taxa de câmbio real se mostrou pequeno. Na dinâmica de curto prazo, a renda mundial exerce influência não desprezível e o impacto da taxa de câmbio é não significante. Estima-se que a correção dos desequilíbrios ocorre dentro de três trimestres. Afora isso, destacamos que modelos selecionados exibiram bom desempenho na projeção fora da amostra.

### Abstract

This paper presents new econometric specifications for the Brazilian exports in the period 1995-2009 using data from the Quarterly Accounts and allowing for nonlinearities. In the cointegrating vector, there is evidence of a level shift, but the elasticities have not changed significantly. The income-elasticity remained close to the unity, and the real exchange rate multiplier was small. In the short-run dynamics, the world income exerts a nonnegligible influence, and the exchange rate is not significant. We estimate the correction of disequilibria occurs within three quarters. In addition, we underscore selected models exhibited a good performance in the out-of-sample one-step-ahead forecast.

---

\* Técnico de Planejamento e Pesquisa do IPEA. Email: [bernardo.schettini@ipea.gov.br](mailto:bernardo.schettini@ipea.gov.br)

† Técnico de Planejamento e Pesquisa do IPEA. Email: [gabriel.squeff@ipea.gov.br](mailto:gabriel.squeff@ipea.gov.br)

‡ Técnico de Planejamento e Pesquisa do IPEA. Email: [raphael.gouvea@ipea.gov.br](mailto:raphael.gouvea@ipea.gov.br)

## 1 Introdução

O objetivo central deste 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 segundo trimestre de 2009. As especificações selecionadas foram avaliadas na projeção fora da amostra até do segundo trimestre de 2010, considerando que existe um interesse crescente na construção de cenários condicionais no atual contexto das contas externas.

As análises sobre o cenário externo e a política macroeconômica brasileira evidenciam a existência de fases distintas durante o período amostral. De um lado, é bastante razoável imaginar que tais mudanças tenham influenciado a dinâmica das exportações agregadas brasileiras. Com a intensificação do comércio mundial a partir de 2001, nota-se que houve uma aceleração das exportações brasileiras e uma mudança gradual na composição da pauta, com notável crescimento de produtos básicos (na classificação por fator agregado) e dos bens de consumo não duráveis, bem como de matérias primas e produtos intermediários (na agregação por categorias de uso). Mas, de outro, não parece claro se a relação entre as exportações agregadas e seus determinantes básicos foi alterada e, ademais, qual teria sido a natureza dessa mudança. As técnicas adotadas neste trabalho buscam identificar a presença de mudanças no padrão de comovimento das séries e na dinâmica que envolve as exportações e suas principais covariáveis.

Um ponto importante diz respeito aos dados. Foram utilizados dados de exportações totais de bens e serviços das Contas Trimestrais, o que representa uma inovação do trabalho porque a literatura empírica tem se voltado principalmente para a estimação de especificações desagregadas. Para ter uma correta dimensão dessa contribuição, cabe mencionar o interesse, tanto na academia quanto no governo, de se projetar os dados de exportações como um todo em um cenário de desaceleração no comércio mundial. Diante disso, ressaltamos que este trabalho traz, após uma exaustiva investigação econométrica, especificações empíricas para as exportações brasileiras que: *i*) lançam luz sobre o impacto das mudanças ocorridas durante o período amostral sobre o agregado; *ii*) dão uma ideia tão precisa quanto possível das ordens de magnitude das elasticidades de longo prazo relevantes; *iii*) procuram caracterizar a dinâmica de curto prazo, *i.e.* ao longo dos trimestres, o que envolve a correção dos desequilíbrios na direção da solução de longo prazo; e *iv*) seleciona modelos com bom desempenho na projeção fora da amostra. É importante mencionar que uma extensão desta pesquisa envolve a investigação das possíveis desagregações, o que deve esclarecer algumas das questões levantadas ao longo deste trabalho.

O artigo está estruturado em cinco 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 3.3. Na seção 4 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 a economia brasileira é ampla e variada, cobrindo aspectos micro e macroeconômicos, análise setorial e de competitividade e estimativas de forma agregada e desagregada. Em face dos propósitos deste texto, discutimos sucintamente os trabalhos que estimam as exportações de maneira agregada.

É importante notar que existe mais de uma maneira de se estimar uma função para as exportações. Isso é crucial porque cada tipo de aproximação envolve um conjunto de pressupostos alternativos. A primeira consiste em estimar 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 preço-elástica. A equação de oferta envolve medidas para a taxa de câmbio real, para o custo dos insumos e/ou fatores de produção, utilização da capacidade e produto potencial. A segunda 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. Uma oferta perfeitamente elástica pode ser racionalizada com referência à existência de capacidade ociosa na indústria ou uma função de produção que exhibe retornos constantes ou crescentes de escala. A estimação de uma equação de demanda é tipicamente feita com base em medidas para o preço relativo e para a renda mundial (Cavalcanti & Ribeiro 1998).

A estimação de equações de oferta ou demanda por meio de modelos uniequacionais é, no caso das exportações brasileiras agregadas, pouco consensual porque em geral não parece claro se as hipóteses de identificação são satisfeitas durante todo o período amostral. Uma alternativa é estimar as duas equações de forma conjunta, supondo elasticidades-preço finitas em um sistema em que preços e quantidades são determinados de maneira simultânea. Mas, aparentemente, a estratégia de estimação que se tornou mais difundida na literatura foi a de se combinar, em uma única equação, variáveis que aparecem em equações de oferta e demanda, ou seja, partir para a estimação de uma forma reduzida. Destaca-se que a seleção das variáveis depende principalmente do grau de agregação adotado, daí a importância de se analisar os principais trabalhos com foco parecido.

Castro & Cavalcanti (1997) estimaram uma equação para as 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 (taxa de utilização da capacidade produtiva total, medida pela razão entre o PIB realizado e o potencial). 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), 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. O modelo apresentou bom desempenho na projeção das 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 & 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. 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 & Ribeiro 1998, p. 28). Foram estimadas formas reduzidas na desagregação por fator agregado. Além de índices de preços e quantum, das vendas domésticas em US\$, das importações dos países industrializados e 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 & 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 (extraída pela aplicação do filtro Hodrick- Prescott às séries de produção física da indústria), para o período que vai do primeiro trimestre de 1980 ao quarto trimestre de 2000. A presença de quebras estruturais foi avaliada pelo método de Gregory & Hansen (1996), mas não foram encontradas evidências neste sentido. 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 que resultou em erros de projeção para 2001, 2002 e 2003 de 3,8%, 9,4% e -2,6%, respectivamente.

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. Apesar de serem estimadas apenas as equações de exportações desagregadas, é importante destacar a aderência das projeções do total exportado apresentadas por Cavalcanti et al. (2002) obtidas 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 foram estimadas como função da taxa de crescimento das importações 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 & 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 autorregressivo, as importações mundiais, a taxa de câmbio real defasada em um período e o índice de preços das exportações, além de *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 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 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 uma forma reduzida para as exportações, partiu-se da hipótese de que existe uma relação de equilíbrio (possivelmente sujeita a mudanças de regimes) entre o valor das exportações agregadas brasileiras, a renda mundial e a taxa de câmbio real.<sup>1</sup> Essa hipótese é empiricamente testável e permite, ademais, obter estimativas para as elasticidades relevantes. O que é crucial notar é que o pressuposto de estabilidade paramétrica pode

---

<sup>1</sup>As regressões foram também estimadas incluindo medidas para o nível de utilização da capacidade na indústria (medido pela Confederação Nacional da Indústria - CNI) e na economia como um todo (extraído através do filtro Hodrick-Prescott). Essas variáveis aparecem tipicamente em equações de oferta, assim como em algumas formas reduzidas, porque as exportações podem representar uma alternativa à demanda interna para evitar aumentos na capacidade ociosa. A parte tendencial do PIB (também extraída via filtro Hodrick-Prescott), usada em alguns trabalhos como uma medida de trajetória da capacidade produtiva, foi também considerada inicialmente. Aparentemente, essas variáveis não foram importantes para explicar as exportações brasileiras agregadas no período. Por isso, optamos por reportar os resultados sem esses controles adicionais.

não ser satisfeito diante, por exemplo, de mudanças na pauta exportadora, 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.

### 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  $x_t \sim I(d)$  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 & 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>2</sup>

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

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

onde  $\epsilon_t \sim I(0)$  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 de longo prazo das exportações com relação à renda mundial e à taxa de câmbio.<sup>3</sup>

<sup>2</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 por máxima verossimilhança, conforme Johansen (1988) e Johansen & Juselius (1990). Contudo, os testes de Johansen (traço e autovalor máximo) 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 23.

<sup>3</sup>A interpretação desses coeficientes como elasticidades precisa ser feita com cautela. Em sistemas cointegrados não existe a usual dicotomia entre variáveis endógenas e exógenas, de modo que, em princípio, não seria possível interpretar os coeficientes como elasticidades no vetor de longo prazo. Isso porque o experimento de se promover uma variação exógena em uma variável, *i.e.* permitir alteração em uma variável condicionada a manter as outras fixas, não está bem definido nessas condições. Mas Johansen (2005) mostra que um exercício parecido pode ser feito ao utilizar a dicotomia entre valores correntes e de longo prazo, em vez de variáveis endógenas e exógenas. O contrafactual pode ser realizado quando a relação de cointegração é identificada, e os coeficientes do vetor podem ser interpretados como elasticidades de longo prazo. Agradecemos a um parecerista anônimo desta revista por ter levantado este ponto.

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>4</sup> é possível estimar e realizar inferência no seguinte modelo uniequacional:

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

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 & 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>5,6</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.<sup>7</sup>

Importante notar que até o momento supomos que a relação de cointegração é invariante no tempo. Gregory & 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*:

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

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

$$\ln X_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{ty} + \alpha_1 \ln Y_t^w + \alpha_2 \ln TCR_t + \epsilon_t \quad (4)$$

<sup>4</sup>Essa hipótese requer que todo ajuste na direção da solução de longo prazo seja realizado por meio de mudanças em  $\ln X$ . Dito de outra forma, exige que as velocidades de ajustamento de  $\ln Y^w (\lambda_Y^w)$  e de  $\ln TCR (\lambda_{TCR})$  sejam nulas, *i.e.*  $\lambda_Y^w = \lambda_{TCR} = 0$  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>5</sup>A especificação mais simples (sem termos determinista) do teste ADF é considerada. Além do ajuste para o tamanho da amostra, os valores críticos precisam levar em conta a minimização da variância devido à estimação MQO no primeiro estágio.

<sup>6</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>7</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 predeterminados busca superar o problema de endogeneidade para se atingir identificação. Na prática, os termos contemporâneos são introduzidos na regressão com o objetivo de melhorar o desempenho preditivo do modelo.

Dessa forma, o intercepto muda de  $\mu_1$  para  $\mu_1 + \mu_2$  a partir de  $T_B$ . Segundo, é introduzido um controle para tendência determinista:

$$\ln X_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{ty} + \theta t + \alpha_1 \ln Y_t^w + \alpha_2 \ln TCR_t + \epsilon_t \quad (5)$$

Terceiro, possíveis mudanças nas inclinações são consideradas:

$$\ln X_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{ty} + \eta_1 \ln Y_t^w + \eta_2 \varphi_{ty} \ln Y_t^w + \psi_1 \ln TCR_t + \psi_2 \varphi_{ty} \ln TCR_t + \epsilon_t \quad (6)$$

Além da mudança no nível, a partir de  $T_B$  as inclinações  $\eta_1$  e  $\psi_1$  mudam para  $\eta_1 + \eta_2$  e  $\psi_1 + \psi_2$ , 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 a 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 considerar 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  $\epsilon_t$  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 entre 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>8</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:

$$\begin{aligned} \Delta \ln X_t = & \delta_0(s_t) + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{1i}(s_t) \Delta \ln X_{t-i} + \\ & \sum_{j=1}^{p-1} \delta_{2j}(s_t) \Delta \ln Y_{t-j}^w + \sum_{k=1}^{p-1} \delta_{3k}(s_t) \Delta \ln TCR_{t-k} \\ & - \lambda_X(s_t) (\ln X_{t-1} - \alpha_0(s_t) - \alpha_1(s_t) \ln Y_t^w - \alpha_2(s_t) \ln TCR_t) + v_t \end{aligned} \quad (7)$$

<sup>8</sup>Para uma exposição introdutória sobre modelos MS, ver Krolzig (1998).



em que  $v_t \sim i.i.d.(0, \sigma_v^2(s_t))$  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 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:

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

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

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

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

Admite-se, ademais, que a cadeia de Markov seja ergódica e irreduzível. A condição de ergodicidade garante que existe uma distribuição de probabilidade estacionária ou incondicional para os regimes. Já a irreduzibilidade significa que o vetor de probabilidades incondicionais é estritamente positivo.<sup>9</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, a mesma não pode ser maximizada pelos procedimentos usuais.

Em geral, utiliza-se o algoritmo EM juntamente com o filtro BLHK.<sup>10</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 parâ-

<sup>9</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>10</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).

metros, o que produz um incremento na função de verossimilhança. Esse processo é repetido até que se atinja convergência.<sup>11</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 (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 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, para selecionar especificações para o vetor de longo prazo, seguimos Morais & Portugal (2005) ao utilizar critérios de informação, dado que são amplamente aceitos como forma de seleção entre modelos não aninhados.<sup>12</sup> Para a dinâmica de curto prazo, a seleção dos modelos foi realizada com base no desempenho na projeção fora da amostra.

### 3.3 Parâmetros variáveis em modelos de espaço-estado

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 resultados de especificações para a relação de cointegração com parâmetros variáveis estimadas conforme a modelagem estrutural ou de espaço-estado.<sup>13</sup>

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

---

<sup>11</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.

<sup>12</sup>Morais & Portugal (2005), ao estimarem modelos MS-VECM's 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>13</sup>Importante notar que virtualmente todas as especificações econométricas admitem uma representação na forma de um modelo de espaço-estado restrito.

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

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

onde  $\epsilon_t$  é o componente irregular e  $\chi_t$  é a sazonalidade.

A sazonalidade pode ser tratada de forma estocástica e, no caso de dados trimestrais, evolui conforme as seguintes relações:

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

em que as perturbações  $\omega_t$  permitem que a 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:

$$\begin{aligned} \alpha_{0,t+1} &= \alpha_{0,t} + \xi_t, \sim n.i.d(0, \xi_\epsilon^2) \\ \alpha_{1,t+1} &= \alpha_{1,t} + \zeta_t, \sim n.i.d(0, \zeta_\epsilon^2) \\ \alpha_{2,t+1} &= \alpha_{2,t} + \varsigma_t, \sim n.i.d(0, \varsigma_\epsilon^2) \end{aligned} \quad (12)$$

Como fica claro nas equações acima, esses parâmetros são modelados como passeios aleatórios. Importante ressaltar que se pressupõe que o componente irregular ( $\epsilon_t$ ), as perturbações da sazonalidade ( $\omega$ ), 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>14</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. Destaca-se que o desempenho dos modelos na projeção fora da amostra foi também avaliado.

#### 4 Descrição e análise preliminar dos dados

A análise empírica foi realizada com base em dados trimestrais para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1995 e o segundo de 2010, totalizando 62 observações. No entanto, as regressões foram estimadas com a amostra truncada no segundo trimestre de 2009 porque um dos objetivos deste trabalho é identificar modelos de projeção para as exportações agregadas brasileiras.

Além de uma medida para as “exportações brasileiras”, foram consideradas as variáveis “renda do resto do mundo” e “taxa de câmbio real”. O quadro 1 apresenta uma descrição sumária dos dados.

<sup>14</sup>Para maiores detalhes, ver Commandeur & Koopman (2007, p. 84-89).

Quadro 1: Descrição e fonte dos dados

Variável	Sigla	Medida	Unidade	Descrição	Fonte	Tabela-Código
Exportações brasileiras	X	Exportações de bens e serviços não fatores FOB.	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.	US\$ bilhões correntes deflacionado pelo índice de valor unitário das importações mundiais em US\$.	FMI/IFS.	Códigos 00175DZF e 00171DZF
Taxa de câmbio	TCR	Taxa de câmbio real com relação ao dólar americano.	R\$/US\$, em logaritmo natural.	Média trimestral das taxas de câmbio nominal de compra e venda multiplicada pela razão dos IPA's dos EUA e Brasil.	BCB (taxa de câmbio nominal) e FMI/IFS (IPA's).	Códigos 3697 e 3698 para as taxas de câmbio e 11163ZF e 22363ZF para os IPA's

Como medida do volume das exportações foram utilizados dados das “exportações de bens e serviços não fatores *free on board* (FOB)” em milhões de reais encadeados a preços de 1995 da nova série (referência 2000) das Contas Nacionais Trimestrais, divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A utilização dos dados das Contas Nacionais é entendida como sendo uma contribuição importante deste trabalho. 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), que são, na verdade, as fontes primárias dos dados do IBGE.<sup>15</sup> Não existe, entretanto, 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 consolidação com os dados anuais.<sup>16</sup>

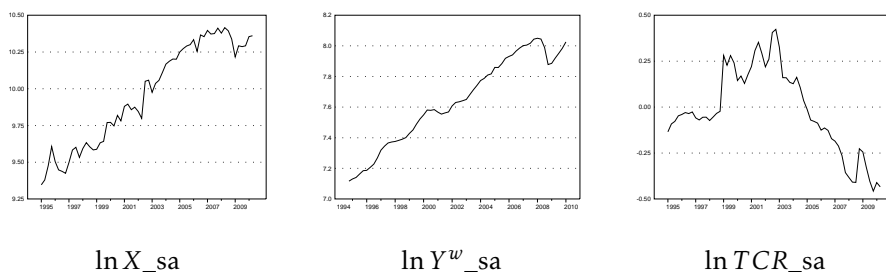
<sup>15</sup> Os dados das exportações brasileiras de mercadorias, apurados e publicados pela Secex, são divulgados com periodicidade mínima semanal e agrupados por fator agregado, categoria de uso e de acordo com a Classificação Uniforme para o Comércio Internacional (CUCI). Adicionalmente, é possível 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 (Dibap-Depec/BCB).

<sup>16</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 (IBGE 2008, p. 20-21 e 23).

Como *proxy* para a renda do resto do mundo, foi utilizado o “volume de importações mundiais” definido como sendo o valor das importações mundiais em bilhões de dólares correntes deflacionado pelo valor unitário das importações mundiais em termos do dólar a preços de 1995. Ambas as séries são divulgadas pelo Fundo Monetário Internacional na base de dados *International Financial Statistics* (FMI/IFS). A medida de taxa de câmbio utilizada foi a “taxa de câmbio real com relação ao dólar”. Essa série foi construída multiplicando-se a taxa de câmbio nominal média trimestral (divulgada BCB) pela razão entre os IPAs 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 não lineares de econometria de séries temporais, isso não necessariamente acarreta a imposição de elasticidades constantes, tal como no caso linear.

Diante do mercado padrão sazonal observado para as exportações brasileiras e para a *proxy* da renda do resto do mundo, optou-se por dessazonalizá-las pelo procedimento X12.<sup>17</sup> A Figura 1 apresenta a evolução das séries utilizadas neste trabalho.



**Figura 1:** Trajetória das séries, 1995:1-2010:2

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 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>18</sup>

<sup>17</sup>Não trabalhamos com integração ou cointegração sazonal neste trabalho. As séries sem ajuste sazonal somente são utilizadas em modelos de espaço-estado que modelam diretamente o termo de sazonalidade (ver seção 5).

<sup>18</sup>Os testes ADF e DF-GLS foram realizados no software E-views versão 6.0. 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>.

Tabela 1: Testes para a presença de raiz unitária

Teste	Hipóteses nula ( $H_0$ ) e alternativa ( $H_A$ )		Estatísticas do teste (do tipo $\tau$ )	
	$H_0$	$H_A$	$\ln X_{sa}$	$\ln Y^w_{sa}$
ADF- $\tau_t$	Passeio aleatório c/ tendência quadrática	Estacionária em torno de uma tendência	-2,46	-2,83
ADF- $\tau_\mu$	Passeio aleatório c/ deslocamento	Estacionária em nível	-1,37	-1,18
ADF- $\tau$	Passeio aleatório puro	Estacionária em nível	-	-0,48
DF-GLS- $\tau_t$	Passeio aleatório c/ tendência quadrática	Estacionária em torno de uma tendência	-2,52	-2,78
DF-GLS- $\tau_\mu$	Passeio aleatório c/ deslocamento	Estacionária em nível	0,26	0,62
Zivot-Andrews (modelo C)	Passeio aleatório c/ deslocamento (s/ quebra)	Estacionária em nível (uma quebra)	-4,67 [2005:4]	-4,54 [2006:3]
Lee-Strazicich (modelo C)	Passeio aleatório c/ deslocamento (duas quebras)	Estacionária (duas quebras)	-6,47 [2003:3; 2008:3]	-6,30 [2001:2; 2008:2]

Fonte: Elaboração dos autores

\* Rejeita  $H_0$  a 10%, \*\* Rejeita  $H_0$  a 5% e \*\*\* Rejeita  $H_0$  a 1%

<sup>a</sup> As defasagens para a diferença nas regressões dos testes foram selecionadas pelo critério de Schwarz

<sup>b</sup> As datas estimadas para as quebras pelos procedimentos de Zivot-Andrews e Lee-Strazicich encontram-se em colchetes

Pelo teste ADF não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária em nenhum dos casos. Em seguida, considerou-se o teste DF-GLS proposto por Elliott et al. (1996), que apresenta ganhos de poder na presença de termos deterministas no processo gerador.<sup>19</sup> As conclusões, no entanto, não mudaram. O próximo passo consistiu em se considerar as possibilidades de quebras estruturais.

O teste de Zivot & 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 & Strazicich (2003) que permite duas quebras sob as hipóteses nula e alternativa. Por esse teste, conclui-se que as séries das exportações e da renda mundial são estacionárias, sendo que as quebras pareceram significantes na regressão do teste.<sup>20</sup>

A não unanimidade entre os resultados dos testes de raiz unitária com quebra para a série de exportações e renda mundial coloca em dúvida a validade das análises baseadas em técnicas de cointegração, dado que testes do tipo Engle-Granger tendem a rejeitar a hipótese nula de não cointegração mais vezes do que o indicado pelo nível de significância selecionado quando as séries são estacionárias.

Importante notar, contudo, que a estimação de relações de cointegração com séries “quase integradas” é bem estabelecida na literatura, dado que séries persistentes que reverterem à média podem gerar regressões espúrias. O principal problema prático reside na correção da estatística do teste de cointegração para dar conta da incerteza com relação à raiz característica do processo gerador da variável dependente (Beechey et al. 2009, Hajalmarsson & Österholm 2007). Porque desconhecemos uma maneira bem resolvida de lidar com tal incerteza na presença de quebras nas séries individualmente e possivelmente no vetor de longo prazo, os testes de cointegração foram interpretados supondo que as séries são integradas.

## 5 Resultados e Análises

Essa seção apresenta especificações econométricas para as exportações agregadas que envolvem estimativas para as elasticidades de longo prazo e a dinâmica de curto prazo. A melhor aproximação para a relação de cointegração foi investigada por meio de modelos lineares e regressões estáticas com alternância entre regimes e parâmetros variáveis. A dinâmica de curto prazo foi analisada por meio de ECM's lineares e através de modelos dinâmicos de alternância de regime, denominados MS-VECM's. Em todas as regressões, o recorte temporal foi de 1995 até o segundo trimestre de 2009. Ao final desta seção apresentamos algumas notas com relação à projeção fora da amostra com base em modelos selecionados.

---

<sup>19</sup>Agradecemos a um parecerista anônimo a sugestão de se introduzir o teste DF-GLS à análise da ordem de integração das séries.

<sup>20</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 exhibe uma trajetória decididamente crescente ou decrescente.

### 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 a taxa de câmbio real.<sup>21</sup> Não foi possível rejeitar a hipótese nula apenas na especificação do teste Engle-Granger com tendência determinista. A Tabela 2 mostra os resultados dos testes de cointegração e os vetores estimados conforme cada especificação.<sup>22,23</sup>

A especificação linear de Engle-Granger, indicada por EG, sugere que as exportações agregadas são pouco sensíveis à taxa de câmbio no longo prazo, respondendo principalmente às variações na renda mundial. As elasticidades foram estimadas em 0,01 e 1,19, respectivamente. Esse resultado se manteve nas especificações Gregory-Hansen com quebra de nível com e sem tendência, denominadas GH-C e GH-C/T. As elasticidades foram, respectivamente, de 0,01 e 0,05 com relação à taxa de câmbio. Ambas as especificações indicam uma elasticidade-renda menor com uma mudança de nível positiva em 2002, quando houve uma intensificação nas relações comerciais. No modelo GH-C, a data da quebra foi estimada para o segundo trimestre e a elasticidade-renda foi de 0,98. Segundo o modelo GH-C/T, a quebra teria ocorrido no quarto trimestre, sendo a elasticidade-renda de 0,92.

**Tabela 2:** Elasticidades de longo prazo por MQO

Variável	EG		GH-C		GH-C/T		GH-FB	
	Equação (1) Coef.	Estat. t	Equação (4) Coef.	Estat. t	Equação (5) Coef.	Estat. t	Equação (6) Coef.	Estat. t
Constante	0,84	3,30	2,39	6,47	2,80	2,74	4,66	4,71
$Du99q2$	-	-	-	-	-	-	-7,45	-5,92
$Du02q2$	-	-	0,14	5,11	-	-	-	-
$Du02q4$	-	-	-	-	0,15	5,41	-	-
Tendência	-	-	-	-	0,00	0,33	-	-
$\ln Y^w_{sa}$	1,19	35,59	0,98	19,66	0,92	6,45	0,67	4,93
$Du99q2 \times \ln Y^w_{sa}$	-	-	-	-	-	-	0,99	5,89
$\ln TCR$	0,01	0,20	0,01	0,20	0,05	1,46	-0,02	-0,13
$Du99q2 \times \ln TCR$	-	-	-	-	-	-	0,38	2,08
Estatística do teste	-	-3,68 *	-	-5,59 ***	-	-5,58 ***	-	-5,75 **
$R^2$ ajustado	0,96	-	0,97	-	0,98	-	0,98	-
Durbin-Watson	0,78	-	1,43	-	1,42	-	1,45	-

Fonte: Elaboração dos autores

\* Rejeita  $H_0$  a 10%, \*\* Rejeita  $H_0$  a 5% e \*\*\* Rejeita  $H_0$  a 1%

Os resultados do modelo denominado GH-FB, com mudança na constante e nas inclinações, sugerem uma mudança nas elasticidades no segundo trimestre de 1999, logo após a mudança no regime cambial, quando também

<sup>21</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>22</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>23</sup> Note que pressupomos que existe apenas um vetor de longo prazo e que a renda do resto do mundo e a taxa de câmbio 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, com sinais de autocorrelação, não normalidade e heterocedasticidade, além de instabilidade. Esses resultados podem ser disponibilizados pelos autores, mediante solicitação.



teria ocorrido uma mudança negativa no nível da relação de longo prazo. A elasticidade-renda teria passado de 0,67 para 1,66, enquanto a elasticidade com relação à taxa de câmbio teria saído de algo em torno de 0 para 0,36.

Não é possível afirmar, de saída, qual a melhor representação para a relação de longo prazo.<sup>24</sup> Para checar se há não linearidades na relação de longo prazo e quais as suas principais propriedades, foram estimadas regressões estáticas com alternância entre regimes e modelos de espaço-estado com parâmetros variáveis.<sup>25</sup>

As regressões *Markov-Switching* foram estimadas 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).<sup>26</sup> Os modelos foram estimados também com tendência determinista, mas destaca-se que tais especificações tiveram desempenho muito ruim na projeção fora da amostra e, por isso, foram descartadas.

A Tabela 3 mostra os resultados das regressões MS estáticas para as especificações MSIA(2) e MSIH(3), selecionados como sendo os melhores modelos pelos critérios de Schwarz e Akaike, respectivamente. Além das estimativas para os coeficientes e desvios-padrão, foram apresentados alguns testes de diagnóstico nos modelos. Entre estes, cumpre destacar que sempre foi possível rejeitar linearidade. Esse resultado se manteve para todas as especificações estimadas, indicando fortemente a presença de não linearidade nos dados.

A elasticidade-renda se situou sempre próxima de 1,0 e a elasticidade com relação à taxa de câmbio se manteve próxima de 0, tanto no modelo MSIH(3) quanto nos dois regimes da especificação MSIA(2). O nível da função se situou no mesmo patamar indicado pelas regressões Gregory-Hansen com quebra na constante e elasticidades fixas. Com relação à datação dos regimes, destaca-se sempre a ocorrência de um regime persistente a partir do terceiro trimestre de 2002.

Segundo a especificação MSIA(2), o nível e a elasticidade das exportações com relação à taxa de câmbio teriam tido uma pequena redução, enquanto a elasticidade-renda foi ligeiramente maior mas ainda muito próxima de 1,0. Este regime (regime 1) se estende até o final do período amostral no segundo trimestre de 2009, sendo a probabilidade de transição na direção do outro estado da natureza (regime 0) muito baixa, cerca de 0,03. É crucial destacar que este modelo aparentemente não tem muita semelhança com a estimativa MQO com mudança nas inclinações, seja no tocante à data predita para a mudança paramétrica ou à magnitude para as elasticidades e o próprio nível da relação de longo prazo.

<sup>24</sup>Em particular, não é possível concluir que houve quebra na relação de longo prazo. 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 & 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.

<sup>25</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>26</sup>Alguns modelos não convergem através do procedimento EM. Nesses casos, foi preciso utilizar a função “programação quadrática seqüencial factível” (SQPF) após algumas iterações iniciais via EM.

Tabela 3: Elasticidades de longo prazo por regressões MS estáticas

Variável	Modelo MSIA(2)			Modelo MSIH(3)		
	Regime 0 Coef. p-valor	Regime 1 Coef. p-valor	Regime 2 Coef. p-valor	Regime 0 Coef. p-valor	Regime 1 Coef. p-valor	Regime 2 Coef. p-valor
Constante	2,24 0,00	2,13 0,00	2,22 0,00	2,32 0,00	2,40 0,00	2,40 0,00
$\ln Y^w_{sa}$	1,00 0,00	1,03 0,00	1,00 0,00	-	-	-
$\ln TCR$	0,07 0,36	0,07 0,06	-0,04 0,01	-	-	-
Desvio-padrão	0,03 0,00	-	0,03 0,00	0,01 0,00	0,03 0,00	0,03 0,00
$p(0 0)$	0,93 0,00	-	0,87 0,00	-	-	-
$p(0 1)$	0,04 0,31	-	0,18 0,12	-	-	-
$p(1 0)$	-	-	0,08 0,15	-	-	-
$p(1 1)$	-	-	0,56 0,00	-	-	-
$p(1 2)$	-	-	0,15 0,10	-	-	-
Datação	1995:1-1995:2/ 1996:2-2002:2	1995:3-1996:1/ 2002:3-2009:2	1995:1-1995:2/ 1996:2-2000:4/ 2002:1-2002:2	1995:3 / 1996:1/ 2001:1-2001:4/ 2006:2 / 2008:1- 2009:1	1995:4 / 2002:3- 2006:1 / 2006:3- 2007:4 / 2009:2	
Teste LR linearidade	41,33	0,00	53,59	0,00		
Normalidade	1,32	0,52	1,52	0,47		
Teste Portmanteau	1,36	0,51	0,19	0,91		
ARCH F	0,15	0,86	0,13	0,88		

Fonte: Elaboração dos autores

<sup>a</sup> Os  $p(j|i) = P_{ij}$  denotam as probabilidades de transição do regime  $i$  para o  $j$ .<sup>b</sup> O teste de normalidade é uma versão modificada do teste Jarque-Bera.<sup>c</sup> O teste de autocorrelação Portmanteau e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.

No modelo MSIH(3), o regime persistente a partir de 2002 (regime 2) é caracterizado pelo nível mais elevado para a relação de longo prazo e uma variância um pouco menor comparada com a que foi estimada para o regime de menor nível (regime 0) e de maior ocorrência antes da mudança no terceiro trimestre de 2002. A partir de então, a alternância se dá entre um regime de nível intermediário e variância mínima (regime 1) e o regime de nível mais elevado e volatilidade superior (regime 2), que teria sido interrompido brevemente no segundo trimestre de 2006 e então se estendido até o final de 2007, voltando a ocorrer somente no último trimestre do período amostral. Os níveis nos dois regimes são bastante parecidos, de modo que a alternância entre estes estados da natureza parece ter sido predita principalmente devido a mudanças na volatilidade.

A seguir apresentamos os resultados das estimações referentes aos modelos de espaço-estado, também conhecidos como estruturais. 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 4 mostra os resultados das especificações selecionadas 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.<sup>27</sup>

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, cuja magnitude é muito parecida com aquelas obtidas com os modelos de alternância de regime e de cointegração com quebra. Todos os modelos em que se utilizou a opção de identificação automática de *outliers* e/ou mudanças na constante indicaram ao menos uma alteração no nível da equação a partir de 2002. Além disso, no que concerne às elasticidades, os resultados parecem corroborar as ordens de grandeza obtidas anteriormente. A elasticidade-renda se manteve muito próxima a 1,0 e o coeficiente da taxa de câmbio foi sempre muito pequeno e não significativo em todos os modelos.

Assim, destacamos existirem fortes evidências de que ocorreu uma mudança de nível positiva na relação de longo prazo entre as exportações agregadas, a renda mundial e a taxa de câmbio real, possivelmente influenciada pela maior intensidade nas relações comerciais a partir de 2002. Aparentemente, não houve mudança significativa na magnitude das elasticidades. A introdução de um termo de tendência determinista também não parece ser apropriado com base nas análises realizadas, sendo que isso implicaria ademais tendência quadrática nos dados. Destarte, a melhor representação para a relação de equilíbrio entre as variáveis consideradas parece ser o vetor de cointegração de Gregory-Hansen com uma quebra na constante no segundo trimestre de 2002. Contudo, para investigar a dinâmica de curto prazo, não descartamos a especificação mais simples, ou seja, o modelo Engle-Granger.

---

<sup>27</sup> Este fenômeno também foi verificado nos demais modelos estimados e não reportados. A única exceção se refere no modelo com nível, sazonalidade e elasticidades estocásticos e sem o termo de tendência, no qual a elasticidade com relação à taxa de câmbio sem ajuste sazonal foi de 0,01 contra 1,07 com o ajuste.

Tabela 4: Elasticidades de longo prazo segundo modelos de espaço-estado

Especificação	Modelo EE-1: nível, sazonalidade e elasticidades fixas e tendência estocástica	Modelo EE-2: nível, sazonalidade e elasticidades fixas e tendência estocástica (análise de intervenção)	Modelo EE-3: nível esto-cástico, elasticidades fixas e sem termo de tendência (análise de intervenção)
$\ln Y^w_{sa}+$	0,98 ***	0,96 ***	0,96 ***
$\ln TCR^+$	0,11	0,10	0,03
Nível <sup>+</sup>	2,54	2,71 *	entre 2,52 e 2,61
Inclinação <sup>+</sup>	entre -0,005 e 0,015	entre 0 e 0,1	NA
Quebra no Nível	NA	-	0,15 *** [2002:3]
Quebra na Inclinação	NA	-	0,17 *** [1995:4]
<i>Outlier</i>	NA	-0,16 *** [2002:2]	
Teste Sazonalidade	81,68 ***	115,53 ***	NA
Convergência	Muito Forte	Muito Forte	Muito Forte
Q(9)	8,58	12,64	4,97
H(17)	0,47	0,44	0,65
N(2)	4,49	5,53 *	1,19
AIC	-5,47	-5,63	-6,24
BIC	-5,18	-5,31	-6,03

Fonte: Elaboração dos autores.

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

<sup>a</sup> NA significa não se aplica.

<sup>b</sup> + indica valores para o vetor de estado final.

<sup>c</sup> 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 & Koopman (2007, cap. 8) e Koopman et al. (2007).

<sup>d</sup> O teste de sazonalidade foi aplicado nos modelos estimados com as variáveis sem ajuste sazonal. Neste caso, a sazonalidade é tratada no próprio processo de estimação.

## 5.2 Estimções para a dinmica de curto prazo

O passo seguinte consistiu ento na estimao de representaes para a dinmica de curto prazo com base nas relaes de cointegrao selecionadas, partindo do mesmo recorte temporal usado nas estimaes das relaes de longo prazo. Mais adiante, as projees das regresses estticas e dos modelos dinmicos, realizadas para o perodo do terceiro trimestre de 2009 ao segundo trimestre de 2010, so confrontadas.

A estratgia de estimao envolveu o procedimento do geral para o particular, partindo de no mximo quatro defasagens de cada regressor e para os termos de dinmica, *i.e.* da varivel dependente defasada. Esse procedimento forneceu dois modelos (ECM\_EG1 e ECM\_GH1), um para cada vetor de cointegrao. Essas especificaes, no entanto, no apresentaram bom desempenho na projeo fora da amostra. Depois de vrias experimentaes, conclumos que a representao de curto prazo que melhor projeta as exportaes agregadas, como veremos adiante, uma regresso pela origem e apenas com a diferena da renda mundial defasada (ECM\_EG2 e ECM\_GH2).

**Tabela 5:** Dinmica de curto prazo ECM's por MQO

Variavel	ECM_EG1		ECM_EG2		ECM_GH1		ECM_GH2	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
Constante	0,00	0,88	–	–	0,00	0,95	–	–
$\Delta \ln Y^w_{sa_t}$	1,29	0,00	–	–	1,19	0,00	–	–
$\Delta \ln Y^w_{sa_{t-1}}$	–	–	0,61	0,04	–	–	0,58	0,03
$\Delta \ln TCR_{t-1}$	0,12	0,28	–	–	0,10	0,31	–	–
$Deseq_{t-1}$	–0,38	0,00	–0,36	0,01	–0,68	0,00	–0,68	0,00
$R^2$ ajustado	0,33		NA		0,52		NA	
Breusch-Godfrey	0,85	0,44	2,47	0,09	3,40	0,04	1,39	0,26
White	0,78	0,63	5,14	0,00	0,48	0,88	1,89	0,11
ARCH	0,87	0,42	0,18	0,84	0,53	0,59	0,28	0,76
Ramsey RESET	0,02	0,89	6,41	0,01	2,14	0,15	6,86	0,01
Jarque-Bera	9,59	0,01	5,21	0,07	7,76	0,02	3,88	0,14

Fonte: Elaborao dos autores.

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

<sup>a</sup> Os testes Breusch-Godfrey e ARCH foram realizados com duas defasagens.

<sup>b</sup> O teste de White contm termos cruzados.

<sup>c</sup> Nas regresses pela origem, o  $R^2$  ajustado no se aplica (NA).

Esses resultados foram reportados na Tabela 5. As quatro especificaes mostram que a dinmica de curto prazo e simples e que a taxa de crescimento de equilbrio das exportaes agregadas (a constante nessas regresses) e nula. Nota-se, ademais, que a correo dos desequilbrios na direao da soluo de longo prazo ocorre em cerca de cinco trimestres quando o vetor de cointegrao subjacente e linear, posto que as velocidades de ajustamento se situaram em torno de 0,38 e 0,36. Para o vetor de longo prazo com quebra de nvel no segundo trimestre de 2002, as velocidades de ajustamento foram estimadas em aproximadamente 0,69, indicando que a correo dos desequilbrios se da em aproximadamente trs trimestres.

Os resultados sugerem tambm que o impacto da taxa de cmbio no curto prazo e sempre pequeno e virtualmente no significativo, assim como nas especificaes estticas. Nos modelos ECM\_EG1 e ECM\_GH1, a propenso de impacto da renda mundial foi estimada em 1,29 e 1,19, respectivamente. Dado que as elasticidades de longo prazo foram estimadas, respectivamente, em

1,19 e 0,98 - sendo, portanto, menores -, isso sugere uma dinâmica do tipo *overshooting* diante de choques na renda mundial. Mas, esse resultado não se mantém nas especificações ECM\_EG2 e ECM\_GH2, em que a elasticidade-renda de curto prazo pareceu bem menor, da ordem de 0,61 e 0,58, respectivamente.

Com relação aos testes de diagnóstico, destacamos existirem sinais de pelo menos algum tipo de erro de especificação em todas as regressões. Com isso, pareceu apropriado permitir não linearidades nas relações de curto prazo, por meio de especificações do tipo MS-VECM's. O primeiro passo da estratégia de estimação consistiu, nesse caso, em se definir o número de defasagens a serem incluídas na dinâmica de curto prazo. Em algumas experimentações, constatou-se que os modelos com valores contemporâneos dos regressores e uma defasagem de cada variável conciliam um bom ajuste dentro da amostra com uma projeção razoável.<sup>28</sup> Em seguida, foram estimadas diferentes especificações, alterando a forma da não linearidade. Os modelos selecionados com base no desempenho na projeção fora da amostra, a ser discutida mais adiante, foram reportados na Tabela 6.

A especificação utilizada para o vetor de cointegração linear foi a MSIH(2), com alternância na constante e na variância, mas com dois regimes bastante persistentes. O regime 0 apresenta uma taxa de crescimento de equilíbrio negativa, em torno de -2%. Para este estado da natureza, a datação estimada cobre dois períodos, do início de 1996 ao segundo trimestre de 2002 e do quarto trimestre de 2006 ao segundo trimestre de 2009. O regime 1, por outro lado, exibe taxa de crescimento positiva de cerca de 4% e maior volatilidade. Além do terceiro e quarto trimestre de 1995, estima-se a ocorrência deste regime para o período do terceiro trimestre de 2002 ao terceiro trimestre de 2006. Com relação às elasticidades de curto prazo, destaca-se que os resultados em grande medida confirmam a análise com base nos modelos lineares. Ou seja, o impacto da taxa de câmbio é aparentemente pequeno e não significativo, enquanto a propensão de impacto da renda mundial supera a sua elasticidade de longo prazo. Uma diferença com relação ao ECM linear com base nos mesmos desequilíbrios diz respeito à velocidade de ajustamento. A estimativa de 0,6 sugere que a correção dos desequilíbrios de curto prazo se dá em aproximadamente três trimestres.

Para a relação de cointegração com uma quebra no segundo trimestre de 2002, a especificação selecionada foi a MSIAH(3), com todos os parâmetros alternando entre três regimes. Os regimes 0 e 1 são muito intermitentes, com duração média de 1,2 e 1,3 trimestres, respectivamente. O modelo é, ademais, instável no regime 0, com velocidade de ajustamento superior à unidade. O modelo pareceu, no entanto, estável sob os regimes 1 e 2. As velocidades de ajustamento são ainda particularmente elevadas - tendo sido estimadas em 0,81 e 0,87, respectivamente -, mas a correção se dá ainda entre dois e três trimestres.

No regime 1, a taxa de crescimento de equilíbrio foi estimada em 0,3% e o impacto da renda mundial em dois trimestres é praticamente igual à sua elasticidade de longo prazo. A taxa de câmbio, por sua vez, apresentou sinal negativo, conforme sugerido pela curva J. No regime 2, por outro lado, a taxa

---

<sup>28</sup>Com mais de uma defasagem, os modelos se tornam sobreparametrizados e as projeções erram muito. Quando não usamos defasagens, o ajuste fica bastante prejudicado e as projeções também não apresentam bom desempenho.

de crescimento de equilíbrio é de 6%. Este estado da natureza apresenta, ademais, a maior volatilidade. Todos os regressores pareceram não significantes, exclusive a taxa de câmbio com elasticidade de curto prazo de 0,44, sugerindo um *overshooting* das exportações diante de desvalorizações cambiais. Estima-se que este estado da natureza tenha ocorrido entre o quarto trimestre de 2003 e o terceiro trimestre de 2007.

Destacamos, por fim, que o ajuste dentro da amostra torna-se mais acurado ao permitir-se alternância paramétrica. No entanto, esse não é um bom critério para se avaliar a adequação do modelo, posto que a melhora no ajuste promovida tem como contraparte a perda de graus de liberdade, *i.e.* o modelo torna-se menos parcimonioso. Modelos sobreparametrizados em geral apresentam bom ajuste dentro da amostra, mas tendem a projetar mal devido a um fenômeno conhecido em econometria como *overfitting*. Na seção seguinte, confrontamos os principais modelos estimados com base no desempenho na projeção fora da amostra.

### 5.3 Projeção fora da amostra

Foram realizadas projeções fora da amostra durante quatro trimestres, *i.e.* do terceiro trimestre de 2009 ao segundo trimestre de 2010. Essas projeções estáticas são do tipo “um passo à frente”, ou seja, os valores observados atualizam a equação a cada nova projeção. Além do erro percentual em cada trimestre, utilizamos três métricas para avaliar essas projeções. O erro percentual absoluto médio (MAPE) pune igualmente erros acima e abaixo do realizado. O erro quadrado médio (MSE), assim como a sua raiz quadrada (RMSE), atribui maior peso a erros de projeção maiores. Reportamos também a decomposição usual do MSE em viés, variância e covariância. A proporção de viés mostra o quanto a média da projeção diverge da média da série no horizonte de previsão. A proporção da variância mostra o quanto a variação da projeção difere da variação na série. Isso permite avaliar o percentual relativo a erros não sistemáticos de previsão, que aparecem na proporção da covariância. O coeficiente de Theil, também conhecido como “U de Theil”, compara o desempenho de cada especificação com a previsão *naïve*, *i.e.* com a de um passeio aleatório.<sup>29</sup>

A Tabela 7 compara as projeções dentro da classe de modelos que retratam a dinâmica de curto prazo. Não reportamos as projeções do ECM\_EG1 e ECM\_GH1, pois, além do MSE ser muito grande, a proporção de viés é muito elevada. Apesar das evidências de não linearidade na forma de uma mudança de nível na relação de longo prazo, a melhor projeção entre os modelos dinâmicos, avaliando tanto pelo MAPE quanto pelo MSE, vem do ECM com desequilíbrios do vetor de cointegração linear. Afora isso, destaca-se que a não linearidade no curto prazo melhora o ajuste, mas gera um *overfitting*, o que prejudica a capacidade de projeção dos modelos da classe MS-VECM.

Os modelos dinâmicos usualmente projetam melhor do que as regressões estáticas. Os resultados na Tabela 8, que reporta a avaliação das projeções com base nos vetores de cointegração selecionados, mostram que os menores MAPE's e MSE's são dos modelos de espaço-estado. Isso ocorreu possivelmente porque foram particularmente elevadas as velocidades de ajustamento

<sup>29</sup>É desejável que o coeficiente de Theil se situe próximo de 0. Se for igual a 1, então o modelo projeta tão bem quanto um passeio aleatório. Se for maior que 1, então perde para um passeio aleatório.

Tabela 6: Dinâmica de curto prazo, MS-VECM's

Variável	Modelo MSIH(2)_EG						Modelo MSIAH(3)_GH-C					
	Regime 0		Regime 1		Regime 1		Regime 0		Regime 1		Regime 2	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
Constante	-0,02	0,03	0,05	0,03	-0,05	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,06
$\Delta \ln X_{s,t}$	-0,02	0,88	-	-	0,54	0,00	0,00	0,17	0,00	0,21	0,21	0,22
$\Delta \ln Y^w_{s,t}$	1,27	0,00	-	-	1,32	0,00	0,00	1,20	0,00	0,66	0,66	0,30
$\Delta \ln Y^r_{s,t-1}$	-0,38	0,19	-	-	-1,43	0,00	0,00	-0,38	0,00	-0,28	0,28	0,65
$\Delta \ln TCR_{s,t}$	-0,04	0,62	-	-	-0,04	0,26	0,00	-0,08	0,00	0,04	0,04	0,83
$\Delta \ln TCR_{s,t-1}$	0,09	0,28	-	-	-0,06	0,07	0,00	-0,07	0,00	0,44	0,44	0,04
$Deseq_{t-1}$	-0,60	0,00	-	-	-1,31	0,00	0,00	-0,81	0,00	-0,87	0,87	0,00
Desvio-padrão	0,03	0,00	0,06	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,04	0,04	0,00
$p(0 0)$	0,96	0,00	-	-	0,25	0,06	-	-	-	-	-	-
$p(0 1)$	0,10	0,17	-	-	0,84	0,00	-	-	-	-	-	-
$p(1 0)$	-	-	-	-	0,40	0,01	-	-	-	-	-	-
$p(1 2)$	-	-	-	-	0,15	0,03	-	-	-	-	-	-
Datação	1996:1-2002:2/ 2006:4-2009:2	1995:3-1995:4/ 2002:3-2006:3	1997:4/1998:3- 1999:2/2000:4/ 2002:2/2003:1/ 2003:3/2008:1/ 2008:3/2009:1	1997:4/1998:3/ 1999:2/1998:2/ 2000:3/2002:1/ 2002:4/2003:2/ 2007:4/2008:2/ 2008:4/2009:2	1995:3-1997:1/ 1999:3-2000:2/ 2001:1-2001:4/ 2002:3/2003:4- 2007:3	-	-	-	-	-	-	-
Teste LR linearidade	10,80	0,05	-	-	67,20	0,00	-	-	-	-	-	-
Normalidade	1,37	0,50	-	-	5,49	0,06	-	-	-	-	-	-
Teste Portmanteau	1,69	0,19	-	-	1,41	0,50	-	-	-	-	-	-
ARCH F	0,25	0,78	-	-	0,24	0,79	-	-	-	-	-	-

Fonte: Elaboração dos autores

<sup>a</sup> Os  $p(j|i) = p_{ij}$  denotam as probabilidades de transição do regime  $i$  para o  $j$ .<sup>b</sup> O teste de normalidade é uma versão modificada do teste Jarque-Bera.<sup>c</sup> O teste de autocorrelação Portmanteau e o teste ARCH foram realizados com 2 defasagens.



Tabela 7: Projeções nos "modelos de curto prazo" selecionados - 2009:3-2010:2

Período	Observado	ECM_EG2		ECM_GH2		MSIH(2)_EG		MSIAH(3)_GH	
		Proj.	Erro %	Proj.	Erro %	Proj.	Erro %	Proj.	Erro %
2009:3	29 338,30	29 230,50	-0,37	29 117,10	-0,75	29 324,30	-0,05	29 698,60	1,23
2009:4	29 492,20	29 906,00	1,40	30 100,90	2,06	29 683,10	0,65	30 113,80	2,11
2010:1	31 388,60	30 920,20	-1,49	31 036,80	-1,12	30 640,30	-2,38	31 081,00	-0,98
2010:2	31 581,90	31 702,40	0,38	32 031,70	1,42	31 984,70	1,28	32 409,40	2,62
Média	30 450,30	30 439,80	-	30 571,60	-	30 408,10	-	30 825,70	-
Desvio-padrão	1038,70	945,00	-	1082,30	-	1029,60	-	1042,90	-
Correlação	-	0,95	-	0,92	-	0,91	-	0,92	-
MAPE	-	-	0,91	-	1,34	-	1,09	-	1,73
RMSE	-	322,80	-	431,70	-	435,50	-	569,10	-
Viés	-	0,00	-	0,08	-	0,01	-	0,44	-
Variância	-	0,08	-	0,01	-	0,00	-	0,00	-
Covariância	-	0,91	-	0,91	-	0,99	-	0,56	-
U de Theil	-	0,01	-	0,01	-	0,01	-	0,01	-

Fonte: Elaboração dos autores

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

nos modelos dinâmicos com quebra na relação de longo prazo subjacente. Adicionalmente, isso se deveu ao fato desses modelos darem conta das não linearidades nos dados e ao mesmo tempo serem relativamente parcimoniosos. Importante destacar, contudo, que a proporção de erros de projeção não sistemáticos foi bem menor do que a observada nos demais modelos - sendo essa discrepância explicada principalmente pela diferença da variância da projeção com relação a dos dados -, o que não é desejável.

Com relação aos vetores de cointegração Engle-Granger e Gregory-Hansen, optamos por não reportar as projeções por estas serem muito destoantes. As regressões *Markov-Switching*, por outro lado, apresentaram desempenho compatível com as especificações de curto prazo. Além disso, destacamos que o desempenho de todos os modelos é muito superior à projeção *naïve*.

Concluindo as análises, ressaltamos que este trabalho mostra especificações econométricas inéditas para as exportações agregadas brasileiras que permitem, além de análises estruturais, realizar boas projeções para os dados das Contas Nacionais Trimestrais.

## 6 Conclusão

Este artigo apresenta diversas especificações para as exportações brasileiras agregadas no período compreendido entre 1995 e o segundo trimestre de 2009. Optou-se por trabalhar com modelos uniequacionais e estimar uma forma reduzida para as exportações, conforme se tornou lugar comum na literatura, utilizando a renda mundial e a taxa de câmbio real como variáveis explicativas. A análise econométrica foi baseada na teoria da cointegração. A utilização de técnicas que permitem formas distintas de não linearidades nos vetores de longo prazo e na dinâmica de curto prazo se justifica diante da percepção de existirem diferentes fases no cenário externo e na política macroeconômica durante o período amostral. Afora isso, uma contribuição importante deste artigo reside na utilização de dados das Contas Nacionais. A projeção fora da amostra, além de útil como ferramenta para seleção de modelos, indica quais especificações melhor projetam os dados para as “exportações de bens e serviços FOB” divulgados pelo IBGE. Isso é importante diante do atual cenário para as contas externas.

Entre os principais resultados deste trabalho, destaca-se existirem fortes evidências de uma mudança positiva no nível da relação de longo prazo entre as exportações agregadas, a renda mundial e a taxa de câmbio real em 2002. As elasticidades de longo prazo apresentaram pequena variação entre os procedimentos econométricos utilizados, o que indica robustez. A elasticidade-renda oscilou entre 0,92 e 1,2 e a elasticidade-preço variou entre -0,04 e 0,11. Mas, como em uma mesma especificação as elasticidades não variaram muito, aparentemente não houve mudança significativa nas elasticidades. Com relação à dinâmica de curto prazo, os resultados sugerem que o impacto da taxa de câmbio real é pequeno ou nulo, sendo que a elasticidade pareceu inclusive negativa em algumas especificações. A renda mundial, por sua vez, pareceu exercer influência significativa, sendo que a propensão de impacto em vários casos se mostrou maior do que a elasticidade-renda de longo prazo, o que sugere a existência de um *overshooting* das exportações diante de choques na renda mundial. A correção dos desequilíbrios na direção da solução de longo prazo, partindo da melhor aproximação para o vetor de cointegração, foi esti-

Tabela 8: Projeções nos "vetores de longo prazo" selecionados - 2009:3-2010:2

Período	Observado: com ajuste sazonal		MSIA(2)		MSI(3)		Observado: sem ajuste sazonal		EE-1		EE-2	
	Proj.	Erro %	Proj.	Erro %	Proj.	Erro %	Proj.	Erro %	Proj.	Erro %	Proj.	Erro %
2009:3	29 338,33	-0,46	29 202,22	-2,04	28 738,70	-2,04	31 634,86	1,12	31 987,88	1,12	31 886,38	0,80
2009:4	29 492,17	1,42	29 911,55	-0,09	29 466,23	-0,09	29 674,72	-0,35	29 569,83	-0,35	29 475,71	-0,67
2010:1	31 388,60	-1,61	30 884,20	-3,75	30 212,17	-3,75	28 118,37	-1,11	27 806,32	-1,11	27 680,23	-1,56
2010:2	31 581,92	1,48	32 048,32	-0,43	31 445,15	-0,43	32 230,07	-0,39	32 102,93	-0,39	32 280,86	0,16
Média	30 450,26	-	30 511,57	-	29 965,56	-	30 414,51	-	30 366,74	-	30 330,80	-
Desvio-padrão	1038,68	-	1069,45	-	1000,56	-	1628,27	-	1791,18	-	1869,44	-
Correlação		0,93		-	0,90	-		0,99		-	1,00	-
MAPE	-	1,24	-	1,58	-	1,58	-	-	-	0,74	-	0,80
RMSE	-	408,20	-	663,90	-	663,90	-	249,60	-	249,60	-	272,70
Viés	-	0,02	-	0,53	-	0,53	-	0,04	-	0,04	-	0,09
Variância	-	0,01	-	0,00	-	0,00	-	0,43	-	0,43	-	0,78
Covariância	-	0,97	-	0,46	-	0,46	-	0,54	-	0,54	-	0,12
U de Theil	-	0,01	-	0,01	-	0,01	-	0,00	-	0,00	-	0,00

Fonte: Elaboração dos autores

Nota: Dados para as exportações em R\$ milhões. Para o ajuste sazonal, foi utilizado o procedimento X12.

mada sempre em menos de três trimestres.

As projeções fora da amostra foram avaliadas de acordo com várias métricas. Os modelos de espaço-estado, ou modelos estruturais, apresentaram o melhor desempenho, avaliando pelo erro absoluto percentual médio, erro quadrado médio e coeficiente de Theil. Ou seja, essa especificação de longo prazo se mostrou a mais apropriada para a construção de cenários condicionais para a economia brasileira. Esse resultado não era esperado, dado que, em geral, modelos que levam em conta a dinâmica de curto prazo tendem a projetar melhor. Os seguintes fatores concorrem para explicar este resultado. Primeiro, as velocidades de ajustamento pareceram bastante elevadas nos modelos dinâmicos com quebra na relação de longo prazo subjacente. Segundo, os modelos de espaço-estado dão conta de grande parte da não linearidade nos dados sem para isso produzirem um *overfitting*. Mas, na realidade, como a proporção de erros de projeção não sistemáticos foi bem menor nos modelos de espaço-estado, não parece claro se o desempenho no horizonte de previsão deste trabalho, medido pelas métricas supracitadas, pode ser interpretado como evidência suficiente para abandonarmos, em particular, os modelos dinâmicos lineares.

É natural e desejável que essa pesquisa seja aprofundada em diversas direções. No que diz respeito ao desempenho das projeções, destacamos ser importante a investigação do desempenho das regressões identificadas como equações de oferta, demanda e, possivelmente, com base em um sistema cointegrado. Com relação às análises propriamente ditas, um entendimento mais aprofundado do que tem ocorrido com as exportações como um todo exige que se entenda como seus componentes individuais têm evoluído. Com efeito, é crucial partir para análises mais desagregadas, *e.g.* no corte por categorias de uso ou fator agregado. Isso deve permitir que várias das questões levantadas durante este artigo sejam esclarecidas.

### Agradecimentos

Os autores agradecem as sugestões de dois pareceristas anônimos da revista, dos colegas do IPEA a uma versão anterior deste trabalho e dos participantes do XXXVIII Encontro da ANPEC em 2010. Os erros remanescentes são de responsabilidade dos autores.

### Referências Bibliográficas

Beechey, M., Hjalmarsson, E. & Österholm, P. (2009), 'Testing the expectations hypothesis when interest rates are near integrated', *Journal of Banking & Finance* 33, 934-43.

Castro, A. S. & Cavalcanti, M. A. F. H. (1997), 'Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil - 1955/95', *Texto para Discussão* 469 p. 53.

Cavalcanti, M. A. F. H. (2000), 'Um modelo macroeconômico trimestral para o Brasil: possibilidades, limitações e resultados preliminares', *mimeo* p. 16.

- Cavalcanti, M. A. F. H. & Frischtak, C. R. (2001), 'Crescimento econômico, balança comercial e a relação câmbio-investimento', *Texto para Discussão* 821 p. 10.
- Cavalcanti, M. A. F. H., Kai, H. & Carvalho, L. (2002), 'Principais características do modelo macroeconômico do ipea', *mimeo* p. 68.
- Cavalcanti, M. A. F. H. & Ribeiro, F. J. (1998), 'As exportações brasileiras no período 1977/96: desempenho e determinantes', *Texto para Discussão* 545 p. 46.
- Commandeur, J. J. F. & Koopman, S. J. (2007), *An introduction to state space time series analysis*, Oxford University Press, Oxford.
- Elliott, G., Rothenberg, T. & Stock, J. (1996), 'Efficient tests for an autoregressive unit root', *Econometrica* **64**(4), 813–836.
- Enders, W. (2010), *Applied econometric time series*, 3rd edn, Wiley, New Jersey.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987), 'Co-integration e error correction: representation, estimation, e testing', *Econometrica* **55**(2), 251–76.
- Granger, C. W. J. (1981), 'Some properties of time series data e their use in econometric model specification', *Journal of Econometrics* **16**(1), 121–30.
- Gregory, A. W. & Hansen, B. E. (1996), 'Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts', *Journal of Econometrics* **70**(1), 99–126.
- Hajalmarsson, E. & Österholm, P. (2007), 'A residual-based test for near unit root variables', *International Finance Discussion Papers* 907 p. 31p.
- Hamilton, J. D. (1989), 'A new approach to the economic analysis of nonstationary time series e the business cycle', *Econometrica* **57**(2), 357–384.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time series analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Harvey, A. C. (1989), *Forecasting, structural time series models e the Kalman filter*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- IBGE, I. B. D. G. E. E. (2008), Contas nacionais trimestrais, Technical Report 28, Rio de Janeiro.
- Johansen, S. (1988), 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of Economic Dynamics e Control* **12**(2-3), 231–254.
- Johansen, S. (2005), 'Interpretation of cointegrating coefficients in the cointegrated vector autoregressive model', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **67**(1), 93–104.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990), 'Maximum likelihood estimation e inference on cointegration - with applications to the demand for money', *Oxford Bulletin of Economics e Statistics* **52**(2), 169–210.
- Koopman, S. J., Harvey, A. C. & Doornik, J. A. (2007), *STAMP 8.0: structural time series analyzer, modeler and prediction*, Timberlake Consultants, London.

- Krolzig, H. M. (1997), *Markov-Switching vector autoregressions: modelling, statistical inference, e application to business cycle analysis*, Springer-Verlag, Berlin.
- Krolzig, H. M. (1998), 'Econometric modelling of markov-switching vector autorregressions using msvar for ox', *Working Paper* p. 26.  
URL: <http://fmwww.bc.edu/ec-p/software/ox/msvardoc.pdf>
- Lee, J. & Strazicich, M. C. (2003), 'Minimum lm unit root test with two structural breaks', *The Review of Economics e Statistics* **84**(4), 1082–89.
- Morais, I. A. C. & Portugal, M. S. (2005), 'A markov-switching model for the brazilian demand for imports: analyzing the import substitution process in brazil', *Brazilian Review of Econometrics* **25**(2), 173–218.
- Muinhos, M. K. & Alves, S. A. L. (2003), 'Medium-size macroeconomic model for the brazilian economy', *Working Paper* 64 p. 49.
- Perron, P. (1989), 'The great crash, the oil price shock, e the unit root hypothesis', *Econometrica* **57**(6), 1361–1401.
- Portugal, M. S. (1993), 'A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **23**(2), 313–48.
- Reis, E., Cavalcanti, M. A. F. H., Castro, A. S., Rossi, J. L., Rildo, E. & Hernández, B. C. M. (1999), 'Model for projections e simulations of the brazilian economy', *Texto de Discussão* 619 p. 77.
- Stock, J. H. (1987), 'Asymptotic properties of least-squares estimators of cointegrating vectors', *Econometrica* **55**(5), 1035–56.
- Zivot, E. & Andrews, D. W. K. (1992), 'Further evidence on the great crash, the oil-price shock, e the unit-root hypothesis', *Journal of Business e Economic Statistics* **10**(3), 251–70.