

50

Trajétória da taxa de câmbio e
heterogeneidade estrutural na
indústria brasileira

Gabriel Coelho Squeff
Víctor Leonardo de Araujo



NAÇÕES UNIDAS

CEPAL

ipea

TEXTOS PARA DISCUSSÃO CEPAL • IPEA

LC/BRS/R.276

50

Trajetória da taxa de câmbio e heterogeneidade estrutural na indústria brasileira

Gabriel Coelho Squeff
Victor Leonardo de Araujo



NAÇÕES UNIDAS

CEPAL

ipea

© Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe – CEPAL, 2013

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, 2013

Tiragem: 250 exemplares

Squeff, Gabriel Coelho

Trajatória da taxa de câmbio e heterogeneidade estrutural na indústria brasileira/
Gabriel Coelho Squeff/Victor Leonardo de Araujo. Brasília, DF: CEPAL. Escritório
no Brasil/IPEA, 2013. (Textos para Discussão CEPAL-IPEA, 50).

62p.

ISSN: 2179-5495

1. Heterogeneidade estrutural - Indústria – Brasil 2. Taxa de câmbio - Brasil
I. Araujo, Victor Leonardo de I. Comissão Econômica para a América Latina e o
Caribe. CEPAL II. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. IPEA III. Título

CDD:338.09

Este trabalho foi realizado no âmbito do Acordo CEPAL-IPEA.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade dos autores,
não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista da CEPAL e do IPEA.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte.

A presente publicação encontra-se disponível para *download* em <http://www.cepal.org/brasil>

Sumário

| | |
|--|----|
| APRESENTAÇÃO | |
| INTRODUÇÃO | 7 |
| 1 PRODUTIVIDADE, TAXA DE CÂMBIO E COMÉRCIO EXTERIOR: RESUMO DA LITERATURA | 9 |
| 2 DESCRIÇÃO DOS DADOS..... | 15 |
| 3 FATOS ESTILIZADOS | 18 |
| 4 METODOLOGIA ECONÔMICA | 28 |
| 5 RESULTADOS | 31 |
| 5.1 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E DE COINTEGRAÇÃO E ELASTICIDADES DE LONGO PRAZO | 31 |
| 5.2 ELASTICIDADES DE CURTO PRAZO..... | 36 |
| 6 TAXA DE CÂMBIO REAL E HETEROGENEIDADE ESTRUTURAL: UM RESUMO DAS EVIDÊNCIAS | 40 |
| CONCLUSÃO | 44 |
| REFERÊNCIA..... | 46 |
| ANEXO 1..... | 50 |
| ANEXO 2..... | 51 |
| ANEXO 3..... | 55 |
| ANEXO 4..... | 58 |

APRESENTAÇÃO

A Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (Cepal) e o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) mantêm atividades conjuntas desde 1971, abrangendo vários aspectos do estudo do desenvolvimento econômico e social do Brasil, da América Latina e do Caribe. A partir de 2010, os Textos para Discussão Cepal–Ipea passaram a constituir instrumento de divulgação dos trabalhos realizados entre as duas instituições.

Os textos divulgados por meio desta série são parte do Programa de Trabalho acordado anualmente entre a Cepal e o Ipea. Foram publicados aqui os trabalhos considerados, após análise pelas diretorias de ambas as instituições, de maior relevância e qualidade, cujos resultados merecem divulgação mais ampla.

O Escritório da Cepal no Brasil e o Ipea acreditam que, ao difundir os resultados de suas atividades conjuntas, estão contribuindo para socializar o conhecimento nas diversas áreas cobertas por seus respectivos mandatos. Os textos publicados foram produzidos por técnicos das instituições, autores convidados e consultores externos, cujas recomendações de política não refletem necessariamente as posições institucionais da Cepal ou do Ipea.

TRAJETÓRIA DA TAXA DE CÂMBIO E HETEROGENEIDADE ESTRUTURAL NA INDÚSTRIA BRASILEIRA

Gabriel Coelho Squeff

Victor Leonardo de Araujo

INTRODUÇÃO

Entre as mais importantes contribuições da tradição cepalina para compreensão do fenômeno do subdesenvolvimento das economias latino-americanas, está o conceito de heterogeneidade estrutural (HE). Formulado inicialmente por Aníbal Pinto em 1969 (PINTO, 2000), o conceito refere-se a importantes dessemelhanças inter e intrassetoriais observadas na estrutura produtiva desses países, em diferentes dimensões (mercado de trabalho, renda, desigualdades regionais), medidas geralmente em termos de produtividade do trabalho, e que tendem a se conservar – ou até mesmo a se acentuar – ao longo do tempo, o que confere a essas dessemelhanças o caráter estrutural.

Dada a natureza do fenômeno, seu estudo ocorre de forma privilegiada sob as perspectivas setorial e regional. A abordagem macroeconômica do problema ocorre, em geral, sob a premissa segundo a qual a maior volatilidade do produto interno bruto (PIB) tende a acentuar a heterogeneidade, uma vez que a capacidade dos distintos setores e ramos de atividade econômica em responder à instabilidade macroeconômica é distinta. A partir desta premissa, o olhar macroeconômico sobre o tema costumeiramente restringe-se a diagnosticar as causas da instabilidade e a propor políticas que assegurem a estabilidade macro – ou seja, a análise fica reduzida a algo não particularmente vinculado à HE.

Contudo, é lícito afirmar que o conjunto de políticas conduzidas nas áreas fiscal, monetária e cambial produzem efeitos particulares e distintos sobre a produtividade das empresas atuantes nos diversos setores da vida econômica mesmo em contexto de estabilidade macroeconômica. Por exemplo, as políticas de

expansão creditícia atingem de modo desigual empresas com pleno acesso ao mercado bancário e empresas com acesso limitado a esse mercado; empresas com acesso aos mercados internacionais de capitais são capazes de obter financiamentos sob condições mais favoráveis quando as taxas de juros domésticas são relativamente mais elevadas; regiões cuja produção é voltada para o mercado doméstico beneficiam-se mais de políticas de elevação da renda doméstica, ao passo que regiões tipicamente exportadoras beneficiam-se mais de políticas voltadas para garantir uma inserção externa em condições mais competitivas. Os diferenciais de produtividade refletem, em alguma medida, a capacidade que as empresas possuem em responder às políticas macroeconômicas e às mudanças exógenas na conjuntura macro, mesmo em um contexto no qual as condições de estabilidade são atendidas.

Isto posto, fica claro que olhar macroeconômico sobre o problema da HE não deve restringir-se apenas à prescrição de políticas que mitiguem a volatilidade macro. É evidente que um ambiente de maior volatilidade constitui cenário propício para que a heterogeneidade se acentue. Por outro lado, o cenário de relativa estabilidade macro não constitui condição suficiente para redução dos diferenciais que caracterizam a HE: é necessário que algumas variáveis macroeconômicas sejam manejadas de forma adequada a este objetivo.

Em particular, a taxa de câmbio real constitui uma dessas variáveis. No Brasil, a taxa de câmbio (R\$/US\$) tem apresentado, nos últimos anos, elevada volatilidade e forte e inequívoca tendência de valorização em termos reais. Esta situação pode ser benéfica para setores que possuem maior coeficiente importado, que adquirem insumos produtivos ou máquinas e equipamentos no exterior, mas também pode significar perda de competitividade para os setores que competem com a produção estrangeira via preço. Justamente porque os efeitos da trajetória da taxa de câmbio real são diferenciados conforme as distintas estruturas produtivas setoriais, não parece trivial identificar seus resultados sobre a produtividade de cada setor e, portanto, sobre o grau de heterogeneidade estrutural.

Assim, o presente trabalho tem como principal objetivo avaliar o efeito da taxa de câmbio real sobre a produtividade do trabalho da indústria brasileira. Esta investigação está composta por sete seções, a contar com a presente introdução. Na seção um, é feita breve resenha da literatura econométrica a respeito dos determinantes da produtividade na indústria. Na seção dois são apresentadas as variáveis utilizadas na pesquisa, enquanto na seção seguinte é feita uma sucinta análise dos principais fatos estilizados destes dados. A seção quatro descreve a metodologia econométrica utilizada e na quinta seção são reportados os resultados das estimações. Por fim, na última seção são tecidas, a título de conclusão, algumas considerações a respeito da taxa de câmbio real, da produtividade do trabalho e da heterogeneidade estrutural na indústria brasileira.

1

PRODUTIVIDADE, TAXA DE CÂMBIO E COMÉRCIO EXTERIOR: RESUMO DA LITERATURA

Do ponto de vista teórico, a relação entre comércio exterior – e, em última instância, taxa de câmbio – e produtividade aparece na literatura econômica sob diversas formas. Na tradição keynesiana, a relação é indireta e se dá por meio da Lei de Kaldor-Verdoorn, de acordo com a qual existiria uma relação entre o crescimento da produção e a produtividade da indústria, fruto de rendimentos estáticos e dinâmicos de escala inerentes a este setor. O crescimento do setor manufatureiro decorreria da agricultura, nos estágios iniciais de desenvolvimento e do crescimento das exportações em etapas posteriores, de modo que o rápido crescimento destas últimas e da produção industrial ensejariam um ciclo virtuoso de crescimento econômico (THIRLWALL, 2005; KALDOR, 1966).

Gala e Libânio (2011), seguindo a tradição kaldoriana, afirmam que taxas de câmbio subvalorizadas tendem a realocar recursos para setores manufatureiros e comercializáveis. As sobrevalorizações, ao contrário, reduzem a lucratividade da produção e do investimento nos setores comercializáveis manufatureiros e induzem a realocação de recursos em setores tradicionais e de baixa produtividade. Assim, tendem a impedir a transferência de mão de obra destes últimos setores para os setores modernos, bloqueando o aumento da produtividade média da economia. Do ponto de vista do desenvolvimento econômico, portanto, o câmbio sobrevalorizado impede a transição de economias da imaturidade – situação caracterizada por um “estado de permanente oferta de trabalho nos setores de trabalho precário e subsistência, portanto de baixa produtividade” (GALA; LIBÂNIO, 2011, p. 238) – para a maturidade.

A contribuição de Gala e Libânio é útil para entender a possibilidade de uso da política cambial para mitigar o problema da “HE: o câmbio subvalorizado” oferece estímulo à alocação de recursos em setores de alta produtividade, e a perda de produto verificada nos setores tradicionais e de baixa produtividade, por sua vez, seria praticamente nula. O aumento da produtividade média seria então acompanhado da redução do diferencial de produtividade, uma vez que a produtividade dos setores tradicionais também seria elevada.

Entretanto, a relação entre taxa de câmbio subvalorizada e aumento da produtividade não é algo consensual na literatura econômica. Segundo Frenkel (2004), taxas de câmbio valorizadas aumentam o preço relativo

do fator trabalho, além de reduzir o nível de proteção dos setores comercializáveis. Com efeito, a redução da lucratividade de diversos setores pode levar ao fechamento de diversas firmas ao passo que as sobreviventes preservam a competitividade via redução do trabalho. Não é difícil perceber que este processo descrito por Frenkel levaria a uma elevação dos níveis de produtividade pela via da redução do emprego, como parte da resposta de setores produtivos a uma taxa de câmbio sobrevalorizada.

Este processo de aumento da produtividade com redução do nível de emprego é chamado de *downsizing* e consiste em um “movimento defensivo, do fechamento de empresas, de um superenxugamento das sobreviventes, inclusive de linhas de produção agora substituídas por importações” (SALM; SABOIA; CARVALHO, 1997, p. 379), e que seria diferente de um movimento mais virtuoso, no qual o aumento da produtividade refletiria a “intensa difusão de novas técnicas de produção que colocam a indústria brasileira num patamar competitivo” (idem).

Tal movimento de *downsizing* tenderia a agravar os diferenciais de produtividade que caracterizam a HE. De fato, segundo Kupfer e Rocha (2005), enquanto no passado o conceito de HE esteve associado às diferenças intersetoriais de produtividade, atualmente ele se refere, sobretudo, às diferenças intrassetoriais, oriundas da existência de um pequeno grupo de empresas multinacionais, de grande porte, que utilizam tecnologias próximas “às práticas ótimas vigentes no plano internacional, e um amplo grupo de empresas que se atrasam no processo de modernização” (KUPFER; ROCHA, 2005, p. 72). Em um contexto de reformas estruturais ocorridas ao longo dos anos 1990, em particular os processos de abertura comercial e financeira, essas empresas seriam as mais preparadas para sobreviver à exposição à concorrência internacional, particularmente em um contexto de taxa de câmbio sobrevalorizada.

O argumento de Kupfer e Rocha oferece pistas de que os impactos da trajetória da taxa de câmbio sobre a produtividade pode ser distinto conforme as características da indústria, tais como: porte, propriedade do capital (nacional ou estrangeira) e ramo de atuação. Setores mais intensivos em insumos e equipamentos importados, por exemplo, tendem a operar com custos menores quando a taxa de câmbio permanece em um patamar sobrevalorizado, e neste caso a produtividade tende a responder positivamente. Já os setores que visam a atender o mercado externo ou que competem com produção estrangeira tendem a beneficiar-se das taxas de câmbio subvalorizadas.

Guillaumont Jeanneney e Hua (2011) exploraram a ambiguidade da relação câmbio valorizado e produtividade para a economia chinesa. Além de recorrerem ao clássico argumento segundo o qual o efeito da competição estrangeira forçaria os produtores domésticos a adotarem técnicas mais eficientes, as autoras adotam ainda outros argumentos em favor do câmbio valorizado: este provocaria mudança de preços relativos, encarecendo os não comercializáveis em comparação aos comercializáveis. Sendo o trabalho um bem não comercializável, o salário se elevaria quando expresso em bens comercializáveis, e o trabalho tornar-se-ia

mais eficiente. Este aumento é mais intenso para o trabalho não qualificado. O aumento relativo do salário real ainda induziria a força de trabalho jovem a qualificar-se e buscar melhores níveis educacionais. Assim, os efeitos positivos do câmbio valorizado não se esgotariam apenas a curto prazo. No entanto, reconhecendo a ambiguidade do tema, as autoras apontam também os efeitos positivos do câmbio desvalorizado: maior competitividade da produção doméstica, estimulando a exportação e a substituição de importações. O estímulo à produção de bens comercializáveis ainda atrai investimento externo direto, que normalmente é concentrado em setores comercializáveis. As autoras recorrem ainda a um curioso argumento antiestatizante entre os efeitos negativos do câmbio valorizado – ou em favor do seu oposto, que é o câmbio desvalorizado. Em geral, as atividades nas quais o Estado, em geral, atua, são tipicamente não comercializáveis. O câmbio desvalorizado reduziria, assim, o peso relativo do Estado, cuja eficiência é inerentemente inferior ao setor privado – e assim o câmbio desvalorizado aumentaria a eficiência média da economia.

Já a literatura econométrica acerca dos determinantes da produtividade é bastante vasta e é possível identificar algumas características em comum à maior parte dos trabalhos resenhados a seguir. Em primeiro lugar, trabalhos que utilizam o conceito de produtividade total dos fatores (PTF) são mais frequentes do que aqueles que visam a estimar somente a produtividade do trabalho. Em segundo lugar, variáveis de comércio internacional aparecem na especificação de quase todos os modelos. Finalmente, a metodologia de dados em painel é mais comum do que o uso de séries de tempo.

De modo geral, os trabalhos empíricos confirmam a relação entre comércio exterior e produtividade. A adoção das exportações como variável explicativa da produtividade justifica-se na medida em que a colocação de produtos no mercado externo proporciona ganhos de produtividade *ex ante*, devido à existência de custos fixos para adentrar nesses mercados (tais como: custos de transportes, de comercialização, adaptação dos produtos aos mercados que se deseja alcançar), e *ex post*, pelos efeitos de aprendizagem, escala e exposição à maior competição. Já a utilização das compras externas está associada à variação da produtividade em decorrência dos ganhos decorrentes da maior exposição à competição dos produtos importados, bem como do acesso a insumos produtivos e máquinas importadas mais baratos e/ou eficientes.

Em ambos os casos, a taxa de câmbio real pode afetar essas relações. No caso das importações, uma taxa de câmbio sobrevalorizada tende a conferir maior competitividade à produção estrangeira, intensificando o processo de reestruturação produtiva nas firmas que sobrevivem à concorrência. Do ponto de vista agregado, contudo, o resultado pode ser o aumento da produtividade com o desmantelamento de elos importantes da cadeia produtiva, resultante do fechamento de diversas empresas, ou de fusões e aquisições e perda de emprego. Já no caso das exportações, o câmbio sobrevalorizado age em direção contrária, reduzindo a competitividade da produção doméstica e exigindo esforços ainda maiores no sentido de obtenção de ganhos de produtividade para as firmas interessadas em competir no mercado global.

Ferraz, Kupfer e Iooty (2004) mostraram que, durante o período 1990-2002, a matriz industrial brasileira sofreu poucas modificações quando comparada à estrutura existente nos anos 1980. As mudanças mais relevantes ocorreram no tocante ao processo produtivo e à propriedade das empresas. A modernização de plantas produtivas ocorreu como resposta à competição dos produtos estrangeiros e também ao cenário macroeconômico de instabilidade e baixo crescimento. Este processo de modernização teria ocorrido sem modificar a posição relativa das empresas: as mais fortes foram as que mostraram maior capacidade de adaptação: “As empresas grandes e de propriedade estrangeira, em setores industriais de produtos básicos ou bens duráveis e localizadas no sul do país, aumentaram a distância que as separava das empresas situadas mais abaixo na escala competitiva” (FERRAZ; KUPFER; IOOTY, 2004, p. 117).

Edwards (1997) investigou a relação entre produtividade e comércio, utilizando, além dos indicadores tradicionais de abertura comercial, indicadores de distorções com relação à posição que corresponderia à de livre comércio, como o prêmio do mercado negro de câmbio (*black market premium in the foreign exchange rate market*), tarifas médias de importação, entre outros. A relação entre essas variáveis e a PTF foi estimada por mínimos quadrados generalizados para uma amostra de 93 países entre 1960 e 1990 e confirmaram, em geral, a hipótese de que o grau de abertura tem impactos positivos sobre a produtividade.¹

Guillaumont Jeanneney e Hua (2011) apresentam um dos poucos trabalhos a utilizar a taxa de câmbio entre as variáveis explicativas da produtividade. As autoras estimaram os efeitos da taxa de câmbio sobre a produtividade para 29 províncias chinesas, para o período de 1986 a 2007, em duas etapas, via GMM (método generalizado dos momentos, na sigla em inglês). Na primeira, foram estimados os efeitos diretos, tendo como variável dependente a produtividade do trabalho e como variáveis independentes a taxa de câmbio real, a intensidade do capital, o nível educacional, a participação das exportações no PIB, a participação da produção industrial, a contribuição do investimento direto externo para a formação de capital fixo, a importância relativa das empresas estatais e uma *dummy* para províncias costeiras.² Em seguida, as autoras estimaram os efeitos indiretos da taxa de câmbio sobre a produtividade – isto é, estimaram os efeitos da taxa de câmbio sobre as demais variáveis independentes que compunham o primeiro modelo. De acordo com os resultados reportados, a valorização da taxa de câmbio real exerce efeitos positivos sobre a intensidade do capital, sobre a educação e sobre a participação dos investimentos estatais, ao passo que exerce efeitos negativos sobre as exportações, a produção industrial e os investimentos diretos. O resultado líquido é positivo, sobressaindo-se o efeito via intensidade do capital, cujo coeficiente foi bem superior do que os demais.

Os trabalhos empíricos para a economia brasileira seguem o mesmo sentido, qual seja, o de confirmar a resposta positiva da produtividade para a expansão do comércio exterior. Bonelli (1991) investigou as relações

1 Foram estimadas 18 equações, e em 17 o sinal do coeficiente foi de acordo com o esperado.

2 As autoras assumem, por hipótese, que a produtividade das províncias costeiras é maior do que as do interior, já que nestas últimas a proporção de mão de obra de baixa qualificação é mais elevada.

entre crescimento econômico, PTF e desempenho comercial entre 1975 e 1985, tendo por base os dados dos censos industriais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Primeiramente, o autor estimou a PTF para 22 setores da indústria. Em seguida, decompôs a taxa de crescimento do produto em contribuições individuais dos componentes da demanda (consumo, investimento, importações, exportações) e das mudanças nos coeficientes técnicos de insumo-produto. No que diz respeito à produtividade, o autor estimou uma equação tendo por variável dependente a taxa de crescimento da PTF e por variáveis independentes a taxa de crescimento da contribuição das exportações e das importações ao produto. Considerando o período como um todo, tanto as exportações quanto as importações afetavam positivamente a PTF. Finalmente, o autor testa a hipótese de efeitos defasados entre exportações e importações sobre a PTF e apresenta resultados consistentes com a hipótese segundo a qual a expansão das exportações gera crescimento da PTF por economias de escala ou de incentivos competitivos.

Rossi Júnior e Ferreira (1999) estimaram inicialmente a PTF para a economia brasileira entre 1985 e 1997 por meio de um painel de dados, com e sem capital humano e, em seguida, procuraram explicar seus determinantes a partir de variáveis relacionadas ao processo de abertura comercial: importações, exportações, tarifa nominal e taxa de proteção efetiva (conceito que capta os efeitos dos incentivos que incidem tanto sobre o produto final como sobre os insumos). Os resultados apontam que a tarifa nominal, a taxa de proteção efetiva e a razão exportações/PIB exercem efeito negativo sobre a taxa de crescimento da produtividade, ao passo que as importações exercem efeito positivo. Para isolar os efeitos cíclicos dos estruturais sobre a produtividade, ou seja, visando a eliminar os efeitos relativos à conjuntura macroeconômica vigente, os autores ainda estimaram as elasticidades considerando as médias de três anos. Retirando os efeitos cíclicos, a elasticidade da taxa de crescimento da produtividade às variáveis que captam a abertura comercial foram maiores quando comparadas ao modelo anterior, concluindo pela predominância dos efeitos estruturais.

Utilizando dados de produção física industrial fornecidos pela PIM-PF (Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física) e de horas pagas da PIM-DG (Dados Gerais) do IBGE para 16 setores da indústria entre janeiro de 1985 a maio de 2000, Galvão Jr., Gomes e Salvato (2005) investigaram se o aumento de produtividade ocorrido na indústria brasileira durante a década de 1990 deveu-se a fatores cíclicos ou estruturais. Em particular, o interesse estava em identificar se, havendo quebra estrutural, esta estaria associada aos eventos que caracterizaram o processo de abertura comercial dos anos 1990. Analisando as propriedades estocásticas da série de dados, os autores realizaram testes de raiz unitária com quebra (hipótese nula de raiz unitária, contra hipótese alternativa de estacionariedade em torno de uma tendência quebrada). Os autores rejeitaram a hipótese de raiz unitária para a indústria como um todo e para 14 setores da indústria de um total de 16, sugerindo a evidência de existência de mudança estrutural (e, portanto, não associada a eventos puramente cíclicos). As datas das quebras coincidem com os eventos associados à abertura comercial e com crescimento da produtividade para todos os setores para os quais a hipótese de raiz unitária foi rejeitada.

Por fim, Romanatto, Porcile e Curado (2008) analisaram as relações entre salário real, produtividade, emprego e taxa de câmbio real para a economia brasileira entre 1985 e 2000 a partir de um modelo de concorrência monopolística segundo o qual o nível do salário real se relaciona positivamente com a produtividade do trabalho e inversamente com a taxa de câmbio real. Depois de constatar que as quatro variáveis são integradas em primeira diferença, foi realizado um teste de cointegração que identificou uma relação de longo prazo positiva entre salário e desemprego e negativa entre salário e taxa de câmbio. A estimação do ajustamento de curto prazo foi feita por meio de um vetor de correção de erros. Os autores identificaram que cerca de 80% da variância da produtividade é explicada por ela mesma, 10% são explicadas pela taxa de câmbio real e outros 10% pelo desemprego.

2

DESCRIÇÃO DOS DADOS

Como pôde ser visto na seção anterior, há uma lacuna acerca da relação entre heterogeneidade estrutural e taxa de câmbio real no Brasil. Os trabalhos apenas perpassam esta temática, ao discutir a evolução da produtividade (do trabalho e total dos fatores) de maneira agregada, sem adentrar na questão de sua (falta de) convergência inter e intrasetorial ao longo dos anos. Ademais, estes estudos enfatizam a relação entre a produtividade e a dinâmica das exportações e das importações no contexto de abertura comercial inaugurado no país no final dos anos 1980 e início dos anos 1990.

Visando a contribuir para esse debate, neste trabalho estimamos diversas relações entre a produtividade do trabalho na indústria e as exportações, importações e taxa de câmbio real. A inclusão desta última permitirá aferir se, e em que medida, a tendência de valorização cambial afeta a estrutura produtiva interna, haja vista a discussão acerca da hipótese de desindustrialização ou especialização regressiva da economia ora em voga. Além da consideração explícita do papel desempenhado por esta variável, o trabalho inova ao utilizar dados setoriais para todas as variáveis explicativas.

Vale ressaltar, por fim, que, como estamos utilizando índices de *quantum* das exportações e das importações, não incorreremos em um problema de colinearidade entre essas variáveis e a taxa de câmbio real. Em outras palavras, o modelo controla o eventual efeito-preço da taxa de câmbio sobre as variáveis de comércio exterior.

No que concerne à fonte dos dados, temos que a produtividade do trabalho foi dada pela razão entre o índice da PIM-PF, em sua versão compatível com a Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salário (Pimes),³ e o índice de horas pagas da Pimes; ambos sem ajuste sazonal e calculados pelo IBGE. Optamos pela utilização deste último como denominador no cálculo da produtividade, ao invés do índice de pessoal ocupado da Pimes, pois o indicador de horas pagas incorpora variações da jornada de trabalho (SALM; SABOIA; CARVALHO 1997). No contexto da crise financeira internacional de 2008, o uso do índice de horas pagas é mais adequado, haja vista que, como o trabalho na indústria é mais qualificado do que o verificado em diversos ramos dos serviços,

3 É importante ressaltar que a estratégia de calcular a produtividade do trabalho por meio do quociente da Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física (PIM-PF) “original” com a Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salário (Pimes) acarreta um erro metodológico, mesmo que se objetive avaliar a evolução da indústria geral. Isso decorre do fato de que na PIM-PF a indústria de transformação não contempla a divisão 37 (reciclagem), enquanto a Pimes considera esta atividade. Desse modo, para avaliar a produtividade da indústria geral, extrativa e de transformação, é necessário utilizar como numerador a PIM-PF compatível com a Pimes.

é razoável supor a existência de alguma rigidez na demissão de funcionários nas empresas manufatureiras, de modo que o ajuste de custos deva ter ocorrido, sobretudo, por meio da quantidade de horas trabalhadas.⁴

As séries relativas às importações e às exportações setoriais são índices de *quantum* calculados pela Fundação Centro de Estudos de Comércio Exterior (Funcex) a partir dos dados do Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (Mdic). Já as taxas de câmbio reais setoriais foram calculadas pelo Ipeadata.⁵ Em todas as quatro séries, foi aplicado o logaritmo natural, de modo que os coeficientes estimados podem ser interpretados como elasticidades.

Adicionalmente, é importante ressaltar que, embora seja possível avaliar a evolução da produtividade dos 20 setores da PIM-PF compatível com a Pimes, o trabalho de compatibilização setorial entre as variáveis culminou na exclusão dos setores fumo, fabricação de outros produtos da indústria de transformação, indústria de transformação total e indústria geral por conta da ausência de índices setoriais correspondentes de importação/exportação.

Conseqüentemente, foram feitas estimativas para a indústria extrativa e para 15 setores da indústria de transformação, a saber: alimentos e bebidas; têxtil; vestuário; calçados e couro; madeira; papel e gráfica; coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool; produtos químicos; borracha e plástico; minerais não metálicos; metalurgia básica; produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos; máquinas e equipamentos – exclusive elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações; máquinas e aparelhos elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações; e fabricação de meios de transporte. Estes setores, conforme destacado na metodologia da PIM-PF (IBGE, 2004), representam, em conjunto, 96,9% da produção física total.

Destacamos ainda que, a despeito de dispormos da produtividade do trabalho até junho de 2011, os últimos dados disponíveis das taxas de câmbio setoriais são de setembro de 2010, de modo que a amostra se inicia em janeiro de 2002 – primeiro dado disponível – e termina em setembro de 2010.

4 Salm, Saboia e Carvalho (1997) destacam a distinção existente entre horas pagas e horas trabalhadas, na medida em que a primeira é uma *proxy* da segunda. Exemplos da diferença entre essas séries são o pagamento de férias e a concessão de licença-maternidade. Ademais, neste trabalho os autores destacam algumas limitações verificadas com a utilização da produtividade a partir da PIM-PF, tal como a hipótese subjacente de que a relação entre o valor agregado e o consumo intermediário se mantenha constante ao longo do tempo, o que pressupõe preços relativos inalterados. Entretanto, como o trabalho econométrico empreendido neste trabalho requer séries de alta frequência, optamos por utilizar a produtividade a partir dos índices do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) ao invés dos valores observados nas Contas Nacionais devido ao fato de que este último é de periodicidade anual.

5 Conforme demonstrado no anexo 1, as taxas de câmbio setoriais foram calculadas a partir de médias simples de alguns setores, visando a compatibilizá-las com a classificação da PIM-PF.

A tabela 1 sumariza a fonte e a metodologia de cálculo dos dados utilizados.

Tabela 1: Descrição dos dados

| Variável | Sigla | Medida | Unidade | Descrição | Fonte |
|---------------------|-------|---------------------------------|--|---|---|
| Produtividade | P | Produtividade do trabalho. | Número índice (jan. 2002 = 100), em logaritmo natural. | Razão entre o Índice de Produção Física da Pesquisa Industrial Mensal (PIM-PF) compatível com a Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salário (Pimes) e o Índice de Horas Pagas da Pimes, ambos sem ajuste sazonal. | Cálculo dos autores a partir dos dados do IBGE. |
| Exportações | X | <i>Quantum</i> das exportações. | Número índice (jan. 2002 = 100), em logaritmo natural. | – | Funcex. |
| Importações | M | <i>Quantum</i> das importações. | Número índice (jan. 2002 = 100), em logaritmo natural. | – | Funcex. |
| Taxa de câmbio real | E | Taxa de câmbio efetiva real. | Número índice (jan. 2002 = 100), em logaritmo natural. | – | Ipeadata. |

Fonte: elaboração dos autores.

3

FATOS ESTILIZADOS

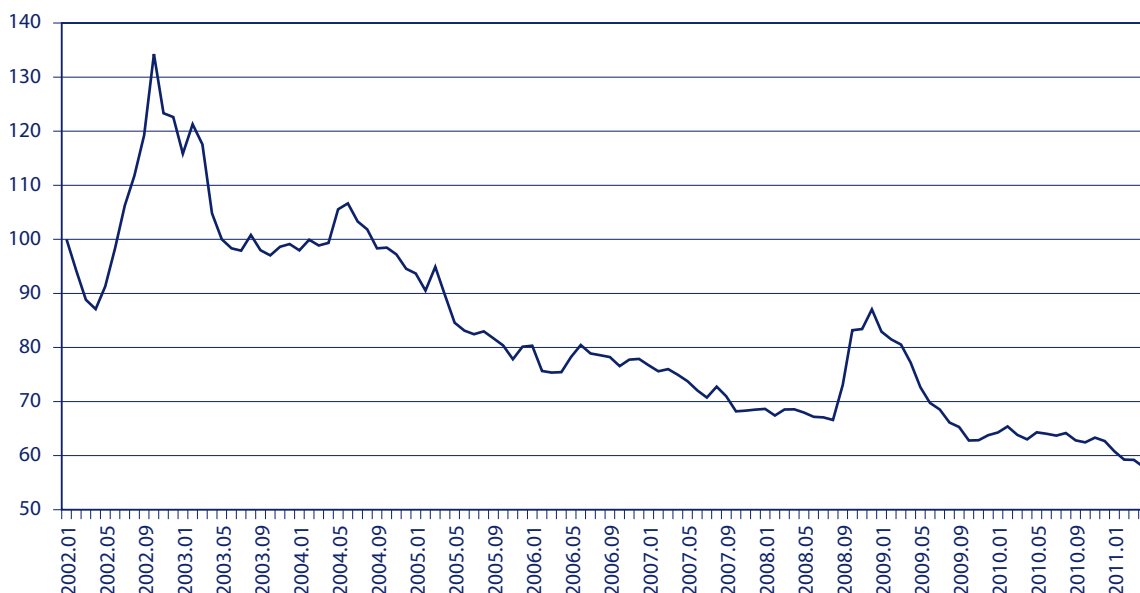
Nos últimos anos, a taxa de câmbio real tem apresentado uma quase inequívoca tendência de valorização (gráfico 1). Embora interrompida em curtos interregnos – como foi o caso da passagem do ano de 2008 para 2009, em decorrência da crise financeira internacional – a tendência foi logo restabelecida.⁶

Entre as principais causas desta trajetória, pode-se citar, sem esgotar os argumentos que frequentemente aparecem na literatura econômica: a desvalorização do dólar, resultado da política monetária expansionista implementada pelos Estados Unidos da América (EUA) e intensificada após a crise financeira internacional de 2008; a melhoria dos termos de troca; e o diferencial de juros domésticos e externos, resultante da política monetária conduzida pelo Banco Central do Brasil (Bacen). Marçal (2009), Araújo e Leite (2009), Oreiro et al. (2011) mostram que parte desta trajetória constitui uma situação de sobrevalorização, isto é, valorização para além daquela determinada pelos assim chamados fundamentos macroeconômicos, sobretudo para os períodos que vão de 2004-2005 até 2007-2008.

Diversas variáveis são impactadas pela valorização da taxa de câmbio, entre as quais se pode destacar a produtividade. Como ressaltado na seção anterior, a taxa de câmbio valorizada pode afetar a produtividade dos setores que utilizam insumos e máquinas importadas e dos setores que concorrem com a produção importada. A resposta dos setores pode dar-se pelo aumento da produção ou pelo ajuste no nível de emprego/horas pagas. A tabela 2 apresenta os índices de produção física, de horas pagas e de produtividade da indústria brasileira para o período que vai de 2002 a 2010.

6 Embora tenhamos utilizado taxas de câmbio reais setoriais em nossas estimativas, reportamos apenas a taxa de câmbio real da indústria no gráfico 1, haja vista que esta última série tem um comportamento muito similar àquele verificado setorialmente. Em outras palavras, a tendência de valorização cambial – brevemente interrompida pela crise financeira – foi verificada em todas as taxas de câmbio reais dos setores industriais analisados neste trabalho.

Gráfico 1: Índice da taxa de câmbio real (jan./2002=100)



Fonte: Ipeadata.
Elaboração dos autores.

De acordo com a tabela 2, temos que 11 setores apresentaram crescimento simultâneo da produção física e das horas pagas na comparação entre as datas inicial e final do período estudado. Todavia, em apenas dois setores houve um quase inequívoco aumento simultâneo da produtividade e das horas pagas: indústria extrativa e fabricação de meios de transporte. O primeiro foi diretamente afetado pelo aumento da demanda internacional por *commodities*, enquanto o segundo beneficiou-se do ciclo expansivo de crédito e do crescimento do emprego e da renda, que beneficiaram a indústria automobilística. Outros setores registraram crescimento simultâneo das horas pagas e da produtividade na comparação do ano de 2010 com o ano-base, porém com queda em alguma das variáveis em anos intermediários. No setor de papel e gráfica, por exemplo, é marcante a queda das horas pagas até 2007 e a recuperação nos três anos seguintes. O setor de minerais não metálicos descrevia trajetória semelhante para esta variável, vindo a recuperar-se a partir de 2008.

Já as indústrias tradicionais – têxtil, vestuário, calçados e couro e madeira – e o setor de borracha e plástico elevaram a produtividade à custa da redução das horas pagas (*downsizing*). Nos setores de vestuário, calçados e couro e madeira, ocorreu ainda redução da produção física, de modo que a elevação da produtividade somente foi alcançada porque a redução das horas pagas se deu em uma velocidade menor. Aparentemente, a indústria tradicional aparenta maior sensibilidade à trajetória da taxa de câmbio. Costa (2002) mostra que a indústria de couro e calçados sofreu bastante os efeitos da valorização cambial combinada com a abertura comercial no período pós-plano Real, com fechamento de empresas e eliminação de postos de trabalho, e beneficiou-se dos efeitos da desvalorização de 1999. Moraes (2002) também sugere que o segmento de

madeira e móveis teria se beneficiado da mudança de regime cambial e da desvalorização ocorrida naquele ano. Analogamente, o período posterior de contínua valorização do Real parece ter sido prejudicial a esses setores, expresso pela redução simultânea da produção física e das horas pagas, com maior decréscimo para o denominador.

Nos três setores em que houve queda da produtividade, a saber: alimentos e bebidas; coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool; e metalurgia básica, o crescimento das horas pagas ocorreu a uma velocidade superior ao crescimento da produção. O setor de alimentos e bebidas caracteriza-se por ser intensivo em mão de obra, como o são todos os que compõem a assim chamada indústria tradicional. Já o setor de coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool foi o que registrou a maior taxa de expansão das horas pagas entre todos os demais: 88% entre 2002 e 2010. Por ser um setor bastante heterogêneo, na medida em que comporta variadas atividades, não é possível atribuir este comportamento a um único fator. Já a metalurgia básica, intensiva em capital, respondeu ao ciclo expansivo do PIB com mais contratações em turnos adicionais, o que pode explicar o crescimento do pessoal ocupado a uma velocidade superior à produção física.

O gráfico 2 ilustra as relações apresentadas até aqui e divide-se em duas partes. No gráfico 2a, o eixo superior direito apresenta os setores que registraram simultaneamente aumento das horas pagas e da produção física entre 2002 e 2010. Já no gráfico 2b, o eixo superior direito mostra os setores que obtiveram aumento da produtividade com aumento das horas pagas.

Tabela 2: Produção física, pessoal ocupado e produtividade na indústria brasileira, 2002-2010* (índice, jan./2002 = 100)

| | Indústrias extrativas | Alimentos e bebidas | Têxtil | Vestuário | Calçados e couro | Madeira | Papel e gráfica | Coque, refino de petróleo, nucleares e álcool | Produtos químicos | Borracha e plástico | Minerais não metálicos | Metalurgia básica | Produtos de metal – exclusividade máquinas e equipamentos | Máquinas e equipamentos – exclusividade eletrônicos, de precisão e de comunicações | Máquinas e aparelhos elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações | Fabricação de meios de transporte |
|----------------------------|-----------------------|---------------------|--------|-----------|------------------|---------|-----------------|---|-------------------|---------------------|------------------------|-------------------|---|--|--|-----------------------------------|
| Produção física (A) | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2002 | 106,98 | 115,11 | 107,77 | 132,03 | 111,82 | 108,66 | 100,86 | 104,87 | 113,28 | 103,71 | 106,25 | 107,32 | 110,82 | 117,10 | 104,51 | 112,55 |
| 2003 | 112,03 | 112,71 | 102,94 | 115,87 | 101,03 | 114,43 | 105,12 | 102,59 | 114,08 | 100,13 | 102,48 | 113,71 | 104,75 | 123,32 | 106,00 | 118,28 |
| 2004 | 116,84 | 117,83 | 113,34 | 117,68 | 103,40 | 123,23 | 109,55 | 104,98 | 121,74 | 107,92 | 107,45 | 117,53 | 115,20 | 143,22 | 121,47 | 149,70 |
| 2005 | 128,73 | 120,20 | 110,95 | 111,73 | 100,08 | 117,73 | 115,97 | 106,53 | 124,33 | 106,63 | 110,47 | 115,23 | 115,03 | 141,31 | 135,38 | 159,65 |
| 2006 | 138,19 | 123,98 | 112,67 | 106,01 | 97,37 | 109,66 | 118,30 | 108,25 | 125,01 | 108,91 | 113,31 | 118,51 | 113,55 | 146,95 | 149,20 | 161,89 |
| 2007 | 146,31 | 128,08 | 116,98 | 111,41 | 95,19 | 106,49 | 118,79 | 111,56 | 131,07 | 115,32 | 119,28 | 126,51 | 120,13 | 173,00 | 159,76 | 185,93 |
| 2008 | 151,85 | 128,68 | 114,77 | 114,94 | 88,75 | 95,61 | 123,52 | 111,98 | 131,89 | 117,80 | 129,13 | 130,68 | 123,06 | 183,41 | 159,16 | 210,29 |
| 2009 | 138,50 | 129,53 | 107,44 | 105,87 | 81,10 | 78,70 | 121,24 | 111,10 | 131,47 | 106,82 | 123,16 | 107,70 | 105,07 | 149,43 | 128,69 | 189,91 |
| 2010 | 155,86 | 136,12 | 115,17 | 111,72 | 85,31 | 91,04 | 123,16 | 110,74 | 139,61 | 120,38 | 133,33 | 127,75 | 131,59 | 183,47 | 138,82 | 225,24 |
| Horas pagas (B) | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2002 | 100,94 | 105,59 | 100,97 | 98,78 | 104,31 | 101,03 | 100,92 | 130,83 | 101,64 | 99,36 | 99,38 | 100,58 | 97,86 | 104,10 | 99,00 | 102,04 |
| 2003 | 104,45 | 108,38 | 95,98 | 93,50 | 102,48 | 99,26 | 100,68 | 146,25 | 98,28 | 99,73 | 94,94 | 101,11 | 99,68 | 109,43 | 94,55 | 103,63 |
| 2004 | 109,09 | 111,48 | 95,30 | 86,09 | 102,04 | 100,38 | 97,44 | 157,45 | 99,68 | 104,34 | 93,27 | 111,48 | 95,96 | 125,23 | 101,08 | 113,68 |
| 2005 | 109,09 | 111,48 | 95,30 | 86,09 | 102,04 | 100,38 | 97,44 | 157,45 | 99,68 | 104,34 | 93,27 | 111,48 | 95,96 | 125,23 | 101,08 | 113,68 |
| 2006 | 110,26 | 128,33 | 94,88 | 78,70 | 83,17 | 82,42 | 96,85 | 203,67 | 101,48 | 99,19 | 90,94 | 116,06 | 99,59 | 119,43 | 112,48 | 128,06 |
| 2007 | 114,55 | 133,39 | 97,03 | 74,80 | 75,19 | 77,82 | 93,80 | 227,89 | 103,78 | 99,69 | 90,34 | 123,42 | 106,42 | 127,20 | 117,22 | 138,13 |
| 2008 | 122,76 | 135,25 | 92,54 | 70,22 | 68,27 | 71,10 | 94,80 | 253,99 | 107,60 | 100,12 | 94,63 | 134,73 | 113,46 | 141,00 | 127,27 | 150,42 |
| 2009 | 119,82 | 133,15 | 87,26 | 64,83 | 62,18 | 58,49 | 101,19 | 259,77 | 101,97 | 90,33 | 97,07 | 122,98 | 103,34 | 126,11 | 121,10 | 134,90 |
| 2010 | 123,92 | 134,29 | 92,95 | 63,36 | 65,10 | 55,66 | 102,96 | 244,68 | 103,24 | 93,57 | 102,81 | 136,01 | 110,19 | 136,57 | 128,78 | 145,49 |
| Produtividade (A/B) | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2002 | 105,98 | 109,02 | 106,74 | 133,66 | 107,20 | 107,55 | 99,94 | 80,16 | 111,45 | 104,38 | 106,91 | 106,70 | 113,24 | 112,49 | 105,57 | 110,29 |
| 2003 | 107,26 | 104,00 | 107,25 | 123,93 | 98,58 | 115,28 | 104,41 | 70,15 | 116,07 | 100,40 | 107,94 | 112,46 | 105,09 | 112,70 | 112,11 | 114,13 |
| 2004 | 107,10 | 105,69 | 118,93 | 136,69 | 101,33 | 122,76 | 112,43 | 66,67 | 122,14 | 103,43 | 115,20 | 105,43 | 120,06 | 114,36 | 120,18 | 131,68 |
| 2005 | 118,00 | 107,82 | 116,42 | 129,79 | 98,08 | 117,29 | 119,03 | 67,66 | 124,74 | 102,19 | 118,44 | 103,36 | 119,87 | 112,83 | 133,93 | 140,44 |
| 2006 | 125,34 | 96,61 | 118,74 | 134,70 | 117,07 | 133,06 | 122,14 | 53,15 | 123,18 | 109,79 | 124,60 | 102,11 | 114,02 | 123,04 | 132,64 | 126,42 |
| 2007 | 127,72 | 96,02 | 120,56 | 148,93 | 126,61 | 136,85 | 126,65 | 48,95 | 126,29 | 115,68 | 132,02 | 102,51 | 112,89 | 136,01 | 136,29 | 134,61 |
| 2008 | 123,70 | 95,14 | 124,03 | 163,68 | 130,00 | 134,46 | 130,29 | 44,09 | 122,58 | 117,66 | 136,45 | 96,99 | 108,46 | 130,08 | 125,05 | 139,80 |
| 2009 | 115,58 | 97,28 | 123,12 | 163,30 | 130,41 | 134,56 | 119,81 | 42,77 | 128,93 | 118,26 | 126,88 | 87,58 | 101,68 | 118,49 | 106,27 | 140,78 |
| 2010 | 125,78 | 101,36 | 123,90 | 176,32 | 131,04 | 163,56 | 119,62 | 45,26 | 135,23 | 128,66 | 129,69 | 93,93 | 119,41 | 134,34 | 107,79 | 154,82 |

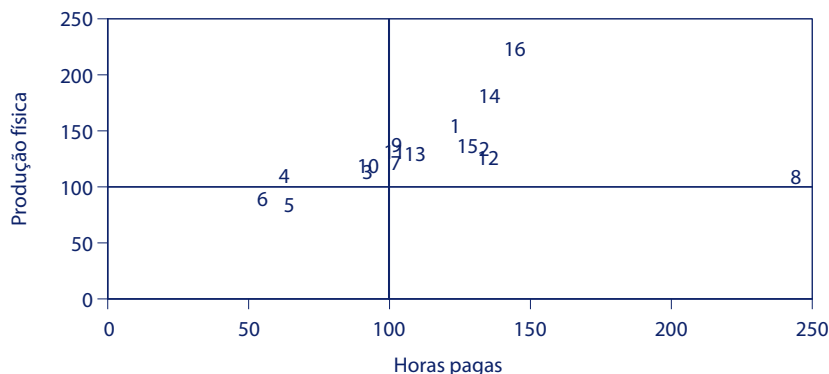
Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Elaboração dos autores.

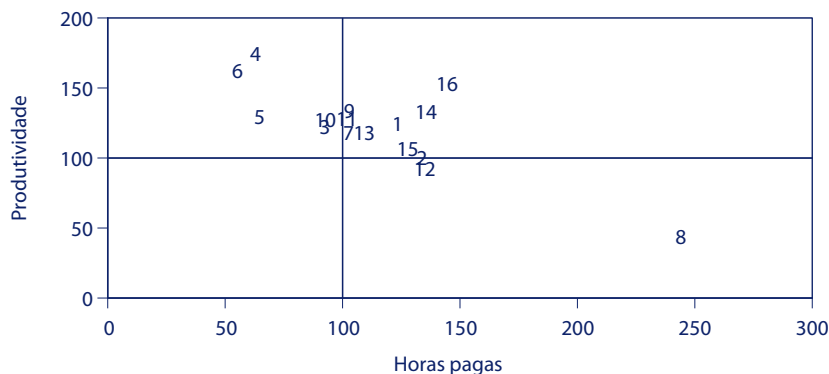
Nota: *até setembro.

Gráfico 2: Produção física, horas pagas e produtividade na indústria em 2010* (número índice, jan./2002* = 100)

2a: Produção física e horas pagas em 2010* (número índice, jan./2002 = 100)



2b: Produtividade e horas pagas em 2010* (número índice, jan./2002 = 100)



Fonte: elaboração dos autores a partir de dados do IBGE.

Nota: * até setembro.

Obs.: 1 = indústria extrativa; 2 = alimentos e bebidas; 3 = têxtil; 4 = vestuário; 5 = calçados e couro; 6 = madeira; 7 = papel e gráfica; 8 = coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool; 9 = produtos químicos; 10 = borracha e plástico; 11 = minerais não metálicos; 12 = metalurgia básica; 13 = produtos de metal (exclusive máquinas e equipamentos); 14 = máquinas e equipamentos (exclusive elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações); 15 = máquinas e aparelhos elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações; 16 = fabricação de meios de transporte.

Já o comportamento das variáveis de comércio exterior, utilizadas na modelagem econométrica (seção 4) está expresso nas tabelas 3 e 4 a seguir. É importante destacar que, durante a década de 1990, a economia brasileira sofreu os impactos do processo de abertura comercial, caracterizada pela eliminação de restrições tarifárias e abolição da maior parte dos regimes especiais de importação, que resultaram na redução da alíquota média de importação e no aumento do grau de abertura da economia brasileira, expresso na

relação entre a soma das exportações e das importações como proporção do PIB, de 15,2%, em 1990, para 23,2%, em 2000.⁷

De acordo com a tabela 3, entre 2002 e 2010 é registrado um inequívoco aumento das importações em todos os setores da indústria, sendo mais marcantes os setores de vestuário e têxtil. Esses resultados são explicados, em grande parte, pela taxa de câmbio sobrevalorizada, na medida em que se trata de setores que, de modo geral, têm como principal atributo a competição via preço.⁸ Além da taxa de câmbio, outros fatores ajudam a compreender o aumento do *quantum* importado para diversos outros setores, sendo mais notável o ciclo econômico, particularmente a retomada do crescimento do PIB entre 2006 e 2008.

7 IBGE. *Estatísticas do Século XX*.

8 Neste caso, o câmbio sobrevalorizado pode ser compensado por medidas, como incentivos fiscais e financeiros. Ver, por exemplo, Costa (2010).

Tabela 3: Índice de *quantum* das importações industriais, 2002-2010* (jan./2002 = 100)

| | Indústrias extrativas | Alimentos e bebidas | Têxtil | Vestuário | Calçados e couro | Madeira | Papel e gráfica | Coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool | Produtos químicos | Borracha e plástico | Minerais não metálicos | Metalurgia básica | Produtos de metal – exclusivas máquinas e equipamentos | Máquinas e equipamentos – exclusivas eletrônicas, de precisão e de comunicações | Máquinas e aparelhos eletrônicos, de precisão e de comunicações | Fabricação de meios de transporte |
|------|-----------------------|---------------------|--------|-----------|------------------|---------|-----------------|--|-------------------|---------------------|------------------------|-------------------|--|---|---|-----------------------------------|
| 2002 | 112,75 | 95,40 | 101,54 | 121,70 | 117,76 | 130,24 | 96,34 | 129,96 | 104,93 | 112,89 | 95,48 | 82,81 | 114,12 | 86,24 | 130,57 | 89,28 |
| 2003 | 116,03 | 84,79 | 108,51 | 105,06 | 125,45 | 154,94 | 90,18 | 100,74 | 112,73 | 116,43 | 103,97 | 83,40 | 103,39 | 76,78 | 122,07 | 84,19 |
| 2004 | 142,20 | 88,31 | 131,99 | 175,31 | 163,15 | 186,81 | 119,85 | 86,84 | 136,52 | 137,95 | 126,65 | 88,85 | 131,21 | 91,31 | 146,64 | 110,38 |
| 2005 | 126,91 | 92,21 | 149,27 | 272,06 | 189,57 | 174,35 | 115,26 | 81,03 | 126,78 | 162,70 | 143,27 | 102,13 | 153,52 | 113,94 | 172,95 | 131,08 |
| 2006 | 129,78 | 104,67 | 201,25 | 381,83 | 211,15 | 210,48 | 139,59 | 98,55 | 137,40 | 171,94 | 167,87 | 123,32 | 185,22 | 148,55 | 216,78 | 166,70 |
| 2007 | 146,06 | 114,81 | 277,27 | 454,54 | 267,63 | 225,71 | 157,48 | 117,64 | 167,32 | 202,14 | 210,66 | 146,45 | 244,91 | 198,48 | 240,05 | 219,01 |
| 2008 | 164,97 | 123,99 | 330,10 | 591,71 | 333,92 | 233,16 | 183,88 | 135,09 | 185,55 | 249,13 | 262,71 | 184,86 | 286,38 | 247,72 | 296,48 | 305,64 |
| 2009 | 122,08 | 135,13 | 300,70 | 622,46 | 277,10 | 178,79 | 158,37 | 106,52 | 148,60 | 202,47 | 210,35 | 146,89 | 246,42 | 212,25 | 237,54 | 253,08 |
| 2010 | 150,95 | 150,00 | 421,71 | 855,60 | 302,10 | 198,20 | 210,27 | 203,59 | 184,11 | 294,55 | 345,74 | 251,78 | 367,51 | 280,83 | 338,55 | 330,28 |

Fonte: IBGE.

Elaboração dos autores.

Nota: * até setembro.

Tabela 4: Índice de *quantum* das exportações industriais, 2002-2010* (jan./2002 = 100)

| | Indústrias extrativas | Alimentos e bebidas | Têxtil | Vestuário | Calçados e couro | Madeira | Papel e gráfica | Coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool | Produtos químicos | Borracha e plástico | Minerais não metálicos | Metalurgia básica | Produtos de metal – exclusivas máquinas e equipamentos | Máquinas e equipamentos – exclusivos eletrônicos, de precisão e de comunicações | Máquinas e aparelhos eletrônicos, de precisão e de comunicações | Fabricação de meios de transporte |
|------|-----------------------|---------------------|--------|-----------|------------------|---------|-----------------|--|-------------------|---------------------|------------------------|-------------------|--|---|---|-----------------------------------|
| 2002 | 138,45 | 135,18 | 110,75 | 151,80 | 107,50 | 122,99 | 103,62 | 118,89 | 123,84 | 126,02 | 127,68 | 104,78 | 135,64 | 120,06 | 150,87 | 75,25 |
| 2003 | 157,87 | 154,57 | 157,08 | 188,97 | 116,39 | 145,44 | 131,97 | 133,19 | 143,80 | 161,87 | 154,69 | 116,15 | 176,22 | 138,08 | 189,86 | 80,01 |
| 2004 | 174,51 | 178,05 | 186,31 | 194,83 | 127,82 | 177,80 | 141,39 | 156,75 | 156,15 | 183,08 | 203,45 | 118,82 | 226,62 | 178,80 | 212,88 | 140,03 |
| 2005 | 187,40 | 196,78 | 198,60 | 175,84 | 122,82 | 169,34 | 157,79 | 169,19 | 172,30 | 202,61 | 210,08 | 124,57 | 242,45 | 214,83 | 331,39 | 148,97 |
| 2006 | 215,12 | 190,73 | 183,05 | 133,33 | 127,86 | 157,33 | 167,73 | 193,27 | 181,42 | 218,29 | 227,53 | 131,25 | 232,99 | 225,33 | 368,19 | 144,23 |
| 2007 | 237,31 | 204,73 | 200,26 | 112,88 | 120,32 | 154,18 | 175,02 | 204,26 | 196,61 | 236,57 | 223,71 | 125,01 | 257,76 | 221,85 | 338,66 | 175,17 |
| 2008 | 242,05 | 201,49 | 190,69 | 81,83 | 99,99 | 111,29 | 186,76 | 194,25 | 181,25 | 227,01 | 178,49 | 117,28 | 275,40 | 209,63 | 332,17 | 185,56 |
| 2009 | 237,97 | 199,42 | 154,04 | 61,60 | 83,56 | 74,77 | 211,26 | 168,35 | 188,92 | 188,22 | 134,09 | 103,96 | 208,48 | 162,78 | 244,41 | 103,14 |
| 2010 | 274,67 | 210,32 | 146,80 | 60,48 | 90,10 | 74,45 | 218,89 | 125,90 | 200,36 | 214,80 | 153,60 | 101,52 | 214,01 | 185,12 | 240,82 | 117,82 |

Fonte: IBGE.

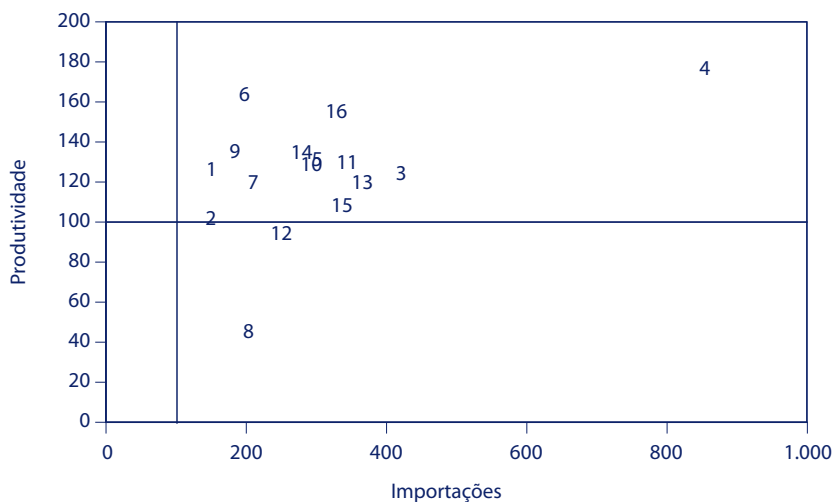
Elaboração dos autores.

Nota: *até setembro.

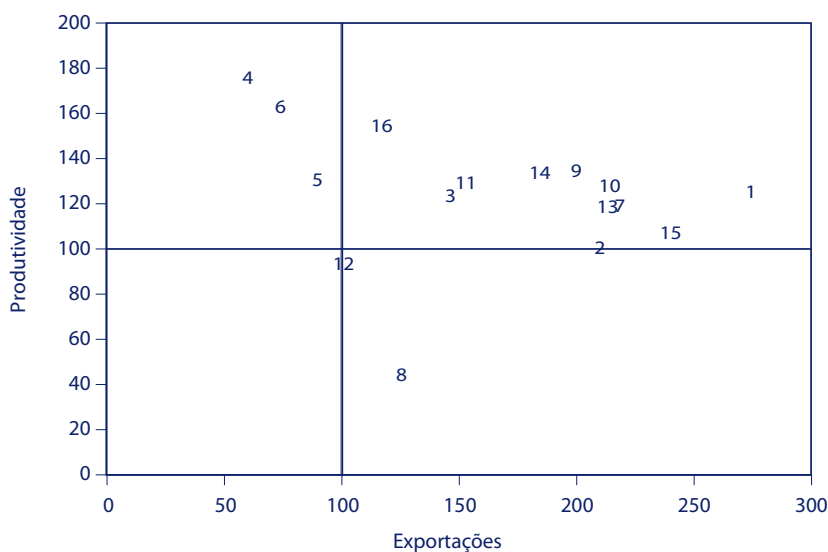
As relações entre crescimento das importações e da produtividade também podem ser vistas no gráfico 3a. Quase todos os setores da indústria registram simultâneo crescimento das importações com crescimento da produtividade entre janeiro de 2002 e setembro de 2010. O caso destoante do setor de vestuário fica ainda mais evidente, haja vista que a taxa de crescimento das importações foi muito superior aos demais e não implicou um proporcional crescimento de sua produtividade.

Gráfico 3: Brasil: produtividade, exportações e importações em 2010 (índices de *quantum*, 2002 = 100)

3a: Produtividade e importações em 2010* (número índice, jan./2002 = 100)



3b: Produtividade e exportações em 2010* (número índice, jan./2002 = 100)



Fonte: elaboração dos autores a partir de dados do IBGE.

Nota: * até setembro.

Obs.: 1 = indústria extrativa; 2 = alimentos e bebidas; 3 = têxtil; 4 = vestuário; 5 = calçados e couro; 6 = madeira; 7 = papel e gráfica; 8 = coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool; 9 = produtos químicos; 10 = borracha e plástico; 11 = minerais não metálicos; 12 = metalurgia básica; 13 = produtos de metal (exclusive máquinas e equipamentos); 14 = máquinas e equipamentos (exclusive elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações); 15 = máquinas e aparelhos elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações; 16 = fabricação de meios de transporte.

Já no que diz respeito ao *quantum* exportado, as maiores taxas de crescimento foram registradas na indústria extrativa, de fabricação de meios de transporte e de borracha e plástico (tabela 4). No primeiro caso, a demanda mundial por produtos da indústria extrativa, notadamente da China, explica esse resultado. Já a exportação de produtos oriundos da indústria de meios de transporte foi intensificada para os países da América Latina, notadamente Argentina e México (CASTILHO, 2011, p. 21). Finalmente, o setor de produtos de borracha e plástico, embora em expansão, respondiam por apenas cerca de 2% das exportações brasileiras em 2010. Do lado oposto, os setores de vestuário, madeira e calçados e couro são os únicos a registrar queda do *quantum* exportado. Novamente, o câmbio sobrevalorizado aparece como importante fator a condicionar tal resultado, por razões já expostas anteriormente, qual seja, o padrão de competição deste setor via preço.

Embora a análise empreendida nesta seção forneça algumas pistas a respeito de como se relacionam a produtividade do trabalho na indústria e a taxa de câmbio e as variáveis de comércio exterior, é necessária uma análise mais acurada acerca dessas relações. Nesse sentido, apresentamos, na seção seguinte, a metodologia empregada em nossas estimativas e na seção 5 os resultados das estimações.

4

METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

Neste trabalho, utilizamos técnicas de cointegração e modelos de correção de erros que permitem a presença de não linearidade. Para melhor compreensão dos procedimentos, apresentaremos a metodologia com base em nossas variáveis de interesse, quais sejam, produtividade do trabalho (P), *quantum* de exportações (X), *quantum* de importações (M) e taxa de câmbio real (E). A equação a ser estimada para cada setor industrial i é a seguinte:

$$P_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 X_{it} + \beta_2 M_{it} + \beta_3 E_{it} + e_{it} \quad (1)$$

Onde e_{it} é o erro aleatório estacionário.

Rearranjando a equação (1),⁹ temos:

$$e_t = P_t - \beta_0 - \beta_1 X_t - \beta_2 M_t - \beta_3 E_t \quad (2)$$

Logo, como o lado direito da equação (2) é estacionário, existe uma combinação linear de P_t, X_t, M_t e E_t que seja $E_t \sim I(0)$, embora estas séries sejam não estacionárias em nível. De acordo com Engle e Granger (1987), o nosso conjunto de variáveis está em equilíbrio¹⁰ de longo prazo quando:

$$\beta_0 + P_t + \beta_1 X_t + \beta_2 M_t + \beta_3 E_t = 0 \quad (3)$$

Onde β e x_t são os vetores $(1, -\beta_0, -\beta_1, -\beta_2, -\beta_3)$ e $(P_t, 1, X_t, M_t, E_t)'$ respectivamente, de modo que o equilíbrio de longo prazo do sistema ocorre quando $\beta x_t = 0$ e o desvio desse equilíbrio é dado por e_t .

Formalmente temos a seguinte definição de cointegração: os componentes do vetor $x_t = (P_t, 1, X_t, M_t, E_t)'$ são ditos cointegrados de ordem d, b , denotados por $x_t \sim CI(d, b)$, se:

9 Doravante omitiremos o subscrito i por simplicidade notacional. Entretanto, ressaltamos que foram estimadas equações para todos os 16 setores separadamente.

10 Como destaca Enders (2010, p. 359), o significado de equilíbrio em econometria é diferente daquele utilizado na teoria econômica. Enquanto neste contexto o termo se refere usualmente à igualdade entre as transações atuais e desejadas, em econometria equilíbrio está relacionado a qualquer relação de longo prazo entre variáveis estacionárias.

1. Todos os componentes de x_t forem integrados de ordem d .
2. Existir um vetor $\beta = (1, -\beta_0, -\beta_1, -\beta_2, -\beta_3)$ tal que a combinação linear $\beta x_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 X_t + \beta_3 M_t + \beta_4 E_t$ seja integrada de ordem $(d - b)$ onde $b > 0$. Esse vetor β é chamado de vetor de cointegração.¹¹

O procedimento proposto por estes autores, doravante denominado de EG-C, consiste em dois estágios. No primeiro, supondo que as séries sejam integradas de ordem um, é possível estimar a equação (1) por mínimos quadrados ordinários (MQO).^{12,13}

Para avaliar se as variáveis são cointegradas, basta verificar a estacionaridade do resíduo (e_t) dessa regressão por meio do teste Dickey-Fuller aumentado (ADF). Se e_t for estacionário – ou, alternativamente, se rejeitarmos a hipótese nula de não cointegração –, é possível proceder à segunda etapa.

No segundo estágio, deve-se utilizar o resíduo defasado da relação de cointegração para estimar a dinâmica de curto prazo, configurando o chamado modelo de correção de erros (MCE). Admitindo exogeneidade fraca das séries X_t , M_t e E_t , estimamos o seguinte MCE também por MQO:

$$\Delta P_t = \alpha_0 + \sum \alpha_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum \alpha_{2j} \Delta M_{t-j} + \sum \alpha_{3k} \Delta E_{3t-k} + \alpha_4 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde α_{1i} , α_{2j} e α_{3k} são as elasticidades de curto prazo de exportações, importações e taxa de câmbio, α_4 é a velocidade de ajustamento em relação à solução de longo prazo (também chamado de termo de desequilíbrio) e ε_t é um ruído branco.

O teorema de representação de Granger estabelece que, para qualquer conjunto de variáveis $I(1)$, os modelos de correção de erros e cointegração são representações equivalentes.

Complementarmente, avaliamos a possibilidade de haver uma mudança de regime na relação de longo prazo entre as variáveis, tal como sugerido por Gregory e Hansen (1996). Neste caso, doravante GH, embora a hipótese nula seja a mesma adotada no procedimento EG, temos como hipótese alternativa a existência de um vetor de cointegração com quebras estruturais no intercepto e/ou nas elasticidades em uma data desconhecida e estimada endogenamente.

11 Como para qualquer valor de λ diferente de zero existem infinitos vetores de cointegração, é praxe normalizar o vetor de cointegração com relação a x_1 utilizando $\lambda = 1/\beta_1$.

12 Vale dizer, ainda, que os parâmetros estimados seguem uma distribuição assintótica t somente em casos especiais, de modo que eles não devem ser utilizados como critério de avaliação de significância. Desse modo, optamos por não reportar esta estatística na seção subsequente.

13 Alternativamente, é possível estimar a equação (1), tendo por termos determinísticos a constante e uma tendência. Nesse caso, adotaremos a taxonomia de modelo EG-C/T.

Para entender este procedimento, defina a seguinte variável *dummy*:

$$\varphi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{se } t \leq [n\tau] \\ 1 & \text{se } t > [n\tau] \end{cases}$$

Onde $\tau \in (0,1)$ representa a data (relativa) da quebra estrutural.

Os autores apresentam três tipos de modelos. No primeiro caso, temos uma mudança de nível, denominado de modelo GH-C:

$$P_t = \delta_0 + \mu\varphi_{t\tau} + \delta_1 X_t + \delta_2 M_t + \delta_3 E_t + e_t \quad (5)$$

Assim, antes da data da quebra, o intercepto é dado por δ_0 e após esta data por $\delta_0 + \mu$. Se adicionarmos uma tendência a esta especificação, temos o segundo tipo de modelo, denominado de modelo GH-C/T:

$$P_t = \delta_0 + \mu\varphi_{t\tau} + \gamma t + \delta_1 X_t + \delta_2 M_t + \delta_3 E_t + e_t \quad (6)$$

Por fim, é possível que a inclinação também varie (modelo GH-FB):

$$P_t = \delta_0 + \mu\varphi_{t\tau} + \delta_1 X_t + \delta_2 M_t + \delta_3 E_t + \delta_4 X_t \varphi_{t\tau} + \delta_5 M_t \varphi_{t\tau} + \delta_6 E_t \varphi_{t\tau} + e_t \quad (7)$$

Neste caso, o intercepto novamente passa de δ_0 para $\delta_0 + \mu$ após a quebra, enquanto as inclinações variam de δ_1 para $\delta_1 + \delta_4$ no caso das exportações, de δ_2 para $\delta_2 + \delta_5$ para as importações e de δ_3 para $\delta_3 + \delta_6$ para a taxa de câmbio real.

Por fim, para se determinar a data da quebra, são calculadas as estatísticas de teste de cointegração para todos os possíveis $\tau \in T$, onde T foi dado pelo intervalo $([0, 10n], [0, 90n])$ ¹⁴ em que n é o tamanho da amostra. A data selecionada é aquela que apresenta o menor (mais negativo) valor de estatística de teste, pois isso constitui evidência no sentido de rejeitar a hipótese nula de não cointegração. Vale dizer, nesse sentido, que os testes seguem uma distribuição específica, diferente dos testes ADF, justamente por contemplar a mudança de regime.

Os MCEs usando os vetores de cointegração com quebra são construídos de modo análogo à equação 3, usando o resíduo das relações GH ao invés do resíduo por EG.

14 Em outras palavras, o método de identificação da data da quebra despreza 10% das observações iniciais e 10% das observações finais do período amostral. Contudo, os coeficientes estimados para antes e após a quebra levam em consideração a amostra completa.

5

RESULTADOS

Esta seção está dividida em duas partes. Na subseção 5.1, apresentam-se sucintamente os testes de raiz unitária, o processo de seleção dos diferentes modelos de cointegração e reportamos as elasticidades de longo prazo estimadas. Na subseção seguinte são exibidos os coeficientes relativos à dinâmica de curto prazo de acordo com a modelagem de correção de erros.

5.1

TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E DE COINTEGRAÇÃO E ELASTICIDADES DE LONGO PRAZO

Inicialmente foram realizados os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF), Zivot e Andrews (ZA) e Lee e Strazicich (LS) para a presença de raiz unitária em todas as 64 variáveis utilizadas na modelagem econométrica.

De maneira simplificada, o teste ADF tem como hipótese nula que a série segue um passeio aleatório e como hipótese alternativa a estacionaridade. O teste ZA permite uma quebra endógena no nível e na inclinação, de modo que a hipótese nula é um passeio aleatório com deslocamento (sem quebra) e a alternativa é estacionaridade em nível (com uma quebra). Já o teste LS permite duas quebras tanto sob a hipótese nula – passeio aleatório com deslocamento com duas quebras – quanto na hipótese alternativa – estacionária com duas quebras.¹⁵

Conforme demonstrado no anexo 2, para todas as séries houve pelo menos um teste em favor da presença de raiz unitária. Assim, o próximo passo consistiu na realização de testes de cointegração. Como foram analisados 16 setores industriais e foram testadas duas especificações EG – com constante (EG-C) e com constante e tendência (EG-C/T) e três modelos GH – equações 5 (GH-C), 6 (GH-C/T) e 7 (GH-FB) –, o trabalho contemplou a estimação de 80 relações de longo prazo entre a produtividade do trabalho e taxa de câmbio real, exportações e importações.¹⁶

15 Para mais detalhes acerca destes procedimentos, sugerimos a leitura dos artigos Dickey e Fuller (1981), Zivot e Andrews (1992) e Lee e Strazicich (2003).

16 Os testes de raiz unitária foram feitos no *software* EViews 6.0 (ADF) e WinRATS Pro 7.1 (ZA e LS). Já os testes de cointegração foram feitos no WinRATS Pro 7.1 e as relações de longo prazo foram estimadas no EViews 6.0.

Desse total, em sete testes não foi possível rejeitar a hipótese de não cointegração, de modo que restaram 73 possíveis relações. À exceção de metalurgia básica, nos demais setores o coeficiente da tendência foi praticamente zero, tanto por EG quanto por GH, de modo que foram descartados 29 modelos. Ademais, em todas as estimativas da equação 5 (GH-C/T), o coeficiente da *dummy* de nível também foi muito próximo de zero, o que implicou a exclusão de mais 14 relações de longo prazo.

Desse modo, restaram 30 estimativas, cujos coeficientes estão reportados na tabela 5. Por questões de espaço, as estatísticas dos testes de cointegração, R^2 ajustado e teste de Durbin-Watson são apresentados no anexo 3.

No que concerne às estimativas lineares – modelos EG –, verificamos que em metade dos setores analisados a elasticidade câmbio foi positiva e na outra metade negativa. Naqueles casos em que há evidências de que uma desvalorização da taxa de câmbio real aumenta a produtividade do trabalho, destacamos o setor coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool cuja elasticidade foi bem elevada (0,826). Alimentos e bebidas e produtos químicos também apresentaram forte correlação parcial com o câmbio, haja vista que uma variação percentual positiva de 10% nesta variável aumentará, *ceteris paribus*, em 3,2% e 1,2%, respectivamente, a produtividade destes setores. Já no extremo oposto – isto é, aqueles setores para os quais a produtividade do trabalho aumenta como resposta a uma valorização da taxa de câmbio real – destacam-se os setores madeira (-0,300), indústria extrativa (-0,275), fabricação de meios de transporte (-0,171), borracha e plástico (-0,135), vestuário (-0,121) e minerais não metálicos (-0,119).

Assim, embora tenhamos encontrado uma quantidade igual de setores que parecem se beneficiar e se prejudicar com a tendência atual de valorização cambial, a heterogeneidade estrutural na indústria brasileira se manifesta neste caso, sobretudo, pelo grande diferencial na magnitude das elasticidades. Nos setores cujo coeficiente estimado foi positivo, encontramos cinco casos em que essa correlação foi inferior a 0,1 em módulo. Já nos setores com elasticidade negativa, obtivemos apenas dois casos inferiores a este valor – calçados e couro e metalurgia básica –, o que nos permite inferir que o efeito da valorização cambial sobre a produtividade tem impacto assimétrico e de maior magnitude neste último grupo de setores.

Tabela 5: Elasticidades de longo prazo

| Setor | Taxa de câmbio | | | Exportações | | | Importações | | | Data da quebra (somente GH) |
|---|----------------|------------|-------------|-------------|------------|-------------|-------------|------------|-------------|-----------------------------|
| | EG | GH – antes | GH – depois | EG | GH – antes | GH – depois | EG | GH – antes | GH – depois | |
| Coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool | 0,826 | 0,657 | -0,171 | -0,124 | -0,182 | -0,056 | -0,076 | -0,058 | -0,049 | 2008:03 |
| Alimentos e bebidas | 0,326 | 0,353 | -0,256 | 0,190 | 0,180 | 0,144 | 0,076 | 0,018 | 0,074 | 2009:02 |
| Produtos químicos | 0,119 | 0,166 | 0,247 | 0,272 | 0,255 | 0,496 | 0,217 | 0,191 | 0,338 | 2009:01 |
| Máquinas e equipamentos – exclusive elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações | 0,099 | 0,243 | -0,777 | 0,126 | 0,067 | 0,123 | 0,158 | 0,261 | 0,153 | 2008:11 |
| Máquinas e aparelhos elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações | 0,087 | 0,010 | 0,153 | 0,368 | 0,097 | 0,431 | -0,036 | 0,137 | -0,018 | 2002:11 |
| Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos | 0,066 | 0,195 | -0,777 | 0,083 | 0,044 | 0,077 | 0,011 | 0,144 | 0,015 | 2007:10 |
| Papel e gráfica | 0,016 | -0,073 | 0,274 | 0,127 | 0,210 | -0,032 | 0,174 | 0,170 | 0,227 | 2008:03 |
| Têxtil | 0,008 | 0,182 | -0,108 | 0,055 | 0,106 | -0,003 | 0,104 | 0,201 | 0,146 | 2006:10 |
| Calçados e couro | -0,062 | 0,021 | -0,181 | -0,099 | 0,209 | -0,005 | 0,243 | 0,279 | 0,284 | 2003:04 |
| Metalurgia básica ¹ | -0,095 | -0,113 | – | 0,235 | 0,284 | – | 0,073 | 0,063 | – | 2009:06 |
| Minerais não metálicos | -0,119 | -0,010 | -0,233 | 0,126 | 0,075 | 0,130 | 0,122 | 0,228 | -0,011 | 2008:11 |
| Vestuário | -0,121 | – | – | 0,032 | – | – | 0,134 | – | – | – |
| Borracha e plástico | -0,135 | -0,001 | -1,172 | 0,008 | -0,046 | 0,127 | 0,146 | 0,248 | -0,145 | 2008:11 |
| Fabricação de meios de transporte | -0,171 | 0,107 | -1,356 | -0,011 | 0,038 | 0,003 | 0,116 | 0,204 | -0,258 | 2008:11 |
| Indústrias extrativas | -0,275 | -0,332 | -0,488 | 0,078 | 0,158 | 0,000 | 0,048 | -0,032 | 0,109 | 2007:11 |
| Madeira | -0,300 | – | – | -0,004 | – | – | 0,176 | – | – | – |

Fonte: elaboração dos autores.

Nota: ¹ refere-se às especificações com tendência. No caso EG-C/T, o coeficiente dessa variável foi -0,003 e no caso GH-C/T foi -0,004.

Obs.: "antes" se refere a antes da data quebra; "depois" se refere a depois da data quebra. As células em azul escuro correspondem aos modelos selecionados para fins das seções 5.2 e 6.

Já no que se refere aos coeficientes das exportações, temos quatro setores que apresentaram elasticidade negativa, embora em dois casos – fabricação de meios de transporte e madeira – a estimativa tenha sido muito próxima de zero. Assim, de maneira geral, o aumento no *quantum* exportado está associado a aumentos de produtividade, tal como encontrado em outros trabalhos empíricos, resenhados na seção 1.

Analogamente, em apenas dois setores, obtivemos coeficientes negativos com relação à elasticidade importações, embora no setor de máquinas e equipamentos – exclusive elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações, a elasticidade seja próxima de zero. Entre os demais, é importante observar que alguns dos setores de maior elasticidade, notadamente calçados e couros, madeira e vestuário, apresentaram aumento da produtividade *pari passu* uma forte redução do emprego (*downsizing*). Ademais, no caso deste último, tal como mencionado anteriormente, verificou-se o maior aumento no *quantum* importado comparativamente aos demais setores (tabela 3), o que indica que a queda da produção física ocorreu, sobretudo, por conta da concorrência com os produtos estrangeiros.

Com relação aos modelos não lineares, como consta na tabela 5, reportamos os resultados para 14 setores, haja vista que em madeira e vestuário houve apenas cointegração por EG. Ademais, destacamos que deste total apenas em metalurgia básica os resultados se referem ao modelo GH-C/T, sendo os demais setores estimados segundo o modelo GH-FB.

Um fato digno de nota é a excessiva concentração de quebras estruturais estimadas para o início e para o final da amostra. No primeiro caso, tivemos máquinas e aparelhos elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações (nov. 2002) e calçados e couro (abr. 2003), enquanto os setores borracha e plástico, minerais não metálicos, fabricação de meios de transporte, máquinas e equipamentos – exclusive elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações, produtos químicos, alimentos e bebidas e metalurgia básica apresentaram mudanças estruturais em datas próximas à crise financeira internacional deflagrada no segundo semestre de 2008.

Como destacado na seção 4, as quebras são identificadas endogenamente, desprezando-se do período amostral 10% das observações iniciais e 10% das observações finais. Isso significa que a data da mudança estrutural foi selecionada dentro de uma amostra “ajustada”, ou seja, entre novembro de 2002 e novembro de 2009. A crítica, portanto, a esta metodologia – cujo cerne, vale dizer, é análogo aos testes de raiz unitária com quebra estrutural – refere-se à dificuldade de interpretação das quebras identificadas no início/término da amostra “ajustada” como mudanças efetivamente estruturais.

No caso da quebra estimada para o início da amostra, a existência de poucas observações antes dessa mudança estrutural compromete a avaliação do coeficiente estimado até esta data. Já no caso das mudanças no

final da amostra, a avaliação de mudança paramétrica fica ainda mais complicada, pois este período coincide com a ocorrência da referida crise, cujos efeitos impactaram de forma muito negativa a produção industrial (e, conseqüentemente, a produtividade da indústria), as exportações e as importações. Ademais, houve rebatimento sobre a taxa de câmbio real, cuja trajetória de valorização foi temporariamente revertida. Neste sentido, é possível (e provável) que as mudanças paramétricas refletidas nos coeficientes estimados antes e após a quebra não representem mudanças estruturais.

Essas limitações podem ser a causa de termos estimado por GH elasticidades com sinais distintos daquelas obtidas por EG, assim como as mudanças de sinal ocorridas antes e após a quebra nos modelos calculados por GH. Por exemplo, em apenas seis casos obtivemos sinais iguais para a taxa de câmbio tanto por GH quanto por EG, sendo os coeficientes estimados depois da quebra superiores àqueles verificados antes da mudança estrutural. Todavia, os resultados verificados para o setor de borracha e plástico são destoantes, uma vez que a elasticidade câmbio, após a quebra em novembro de 2008, é superior à unidade. Isso significa, por exemplo, que uma desvalorização cambial de 10% acarretaria em uma queda na produtividade de 11,7%. Considerando que, antes dessa data, o coeficiente estimado é muito próximo de zero – e, portanto, muito diferente da estimativa de -0,13 por EG –, julgamos ambos os resultados pouco críveis e enviesados pelos efeitos da crise financeira, o que reforça o argumento apresentado anteriormente.

Desse modo, julgamos procedentes as alterações paramétricas verificadas apenas para os setores cujas quebras ocorreram entre outubro de 2006 e março de 2008, a saber: têxtil; produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos; indústrias extrativas: coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool; e papel e gráfica. No que concerne à taxa de câmbio, apenas nas indústrias extrativas, o coeficiente negativo estimado por EG (-0,275) permaneceu com o mesmo sinal da estimativa por GH antes da quebra (-0,332) e após novembro de 2007 (-0,488).

Exceção feita a papel e gráfica, nos demais casos, o sinal da elasticidade câmbio passou de positivo para negativo após a quebra. No caso de produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos, temos também uma mudança abrupta do nível de sensibilidade da produtividade à variação da taxa de câmbio real, uma vez que, após outubro de 2007, uma desvalorização cambial de 10% acarreta queda da produtividade de 7,7%. Antes dessa data, o efeito seria de aumento da produtividade de apenas 1,9%. Analogamente, embora no sentido inverso, temos o caso de coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool e papel e gráfica, cuja sensibilidade em módulo passa de 0,65 para 0,17.

Seja como for, não dispomos de justificativas teóricas ou empíricas que expliquem o porquê da mudança do sinal da elasticidade câmbio nestes cinco setores. Porém, como essas quebras não ocorreram em datas extremas da amostra “ajustada” e, sobretudo, como os sinais dos demais parâmetros permaneceram

os mesmos na quase totalidade dos setores e modelos selecionados,¹⁷ interpretaremos essas elasticidades como mudanças efetivamente estruturais.

Em geral, os coeficientes de exportações e importações corroboram a hipótese segundo a qual a intensificação do comércio exterior tem efeitos positivos sobre a produtividade. A única exceção é o setor de coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool, cujos coeficientes apresentam sinais negativos tanto em EG quanto em GH, antes e depois da quebra.

Por fim, fato inconteste e que chama a atenção é que os coeficientes em valor absoluto da taxa de câmbio são bem superiores aos estimados para exportações e importações. Com efeito, se compararmos as médias, em módulo, da elasticidade câmbio com a elasticidade exportações, veremos que a primeira é 1,46 vezes superior que a segunda no modelo EG, 1,26 vez maior no modelo GH antes da quebra e 3,81 vezes superior que GH após a quebra, e o mesmo vale na comparação com as importações (razões iguais a 1,48, 1,10 e 3,39, respectivamente). Considerando que raciocínio análogo pode ser feito caso a caso – isto é, utilizando a razão de cada setor em vez da razão das médias dos setores – é possível afirmar que a sensibilidade da produtividade à variação da taxa de câmbio real é muito maior que a verificada com relação às variáveis de comércio exterior. Essa evidência torna-se mais relevante na medida em que a taxa de câmbio no Brasil apresenta elevada volatilidade quando comparada a outros países.¹⁸

5.2

ELASTICIDADES DE CURTO PRAZO

Em consonância com a exposição da seção 5.1, as elasticidades de curto prazo dos setores vestuário; madeira; máquinas e aparelhos elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações; calçados e couro; borracha e plástico; minerais não metálicos; fabricação de meios de transporte: máquinas e equipamentos – exclusive elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações; produtos químicos: alimentos e bebidas; e metalurgia básica foram estimadas a partir dos resíduos das relações de longo prazo obtidas por EG. Nos demais setores, utilizamos os resíduos das estimativas por GH. Para facilitar a visualização, destacamos em azul escuro, na tabela 5, os coeficientes dos modelos cujos resíduos foram utilizados para as estimativas dos MCEs.

17 Na realidade, nos setores têxtil e papel e gráfica a elasticidade exportações tem o mesmo sinal (positivo) que em EG somente antes da quebra. Porém, embora após as quebras esses coeficientes se tornem negativos, eles são muito próximos de zero, o que não compromete o argumento.

18 Ver, entre outros, Cerqueira (2011).

Os MCEs foram estimados a partir do procedimento geral para específico com no máximo oito defasagens, buscando-se sempre o modelo mais parcimonioso, de modo a evitar o *overfitting*.¹⁹ Em 11 casos, foram inseridos termos autorregressivos (AR) para corrigir problemas de correlação serial e, para sete setores, utilizamos a correção de White para heterocedasticidade.

A tabela 6 a seguir apresenta os coeficientes estimados, incluindo os termos AR, a ordem de defasagem das variáveis explicativas e o termo de desequilíbrio. No anexo 4, apresentamos as seguintes informações adicionais: testes de significância dos parâmetros, R² ajustado e os testes LM Breusch-Godfrey para correlação serial, White e ARCH para heterocedasticidade, Ramsey RESET para má especificação funcional e Jarque-Bera de normalidade.

Tabela 6: Elasticidades de curto prazo

| Setor | Produtividade | | Taxa de câmbio | | Exportações | | Importações | | Desequilíbrio |
|---|----------------|--------|----------------|--------|----------------|--------|------------------|--------|---------------|
| | Coef. | Defas. | Coef. | Defas. | Coef. | Defas. | Coef. | Defas. | Coef. |
| Coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool | -0,276 | 8 | – | – | – | – | -0,054 -0,056 | 1 8 | -0,359 |
| Alimentos e bebidas | 0,322 0,128 | 2 3 | 0,243 | 0 | 0,188 0,090 | 0 1 | 0,080 | 0 | -0,437 |
| Produtos químicos | – | – | – | – | 0,209 | 0 | 0,222 | 0 | -0,284 |
| Máquinas e equipamentos – exclusive elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações | – | – | – | – | 0,167 | 0 | 0,190 | 0 | -0,333 |
| Máquinas e aparelhos elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações | 0,207 | 4 | – | – | 0,355 0,199 | 0 1 | -0,066 | 1 | -0,388 |
| Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos | 0,154 | 1 | – | – | 0,089 | 0 | 0,153 | 0 | -0,537 |
| Papel e gráfica | – | – | – | – | 0,088 | 0 | 0,083 0,125 | 0 2 | -0,412 |

Continua...

19 Inicialmente, realizamos o procedimento geral para o específico no *software* Oxmetrics a partir do recurso Autometrics. Em seguida, a consistência do modelo reportado foi avaliada e, em alguns casos, foram feitas novas estimativas. Este último procedimento, assim como as estimativas dos MCEs reportadas nesta seção, foi feito no *software* E-Views.

Continuação

| Setor | Produtividade | | Taxa de câmbio | | Exportações | | Importações | | Desequilíbrio |
|-----------------------------------|------------------|--------|----------------|--------|----------------|--------|----------------------------------|------------------|---------------|
| | Coef. | Defas. | Coef. | Defas. | Coef. | Defas. | Coef. | Defas. | Coef. |
| Têxtil | 0,264 -0,163 | 1 7 | 0,260 | 0 | -0,190 | 4 | 0,211 | 0 | -0,773 |
| Calçados e couro | 0,250 | 6 | – | – | -0,134 | 6 | 0,280 0,133 | 0 1 | -0,456 |
| Metalurgia básica | 0,310 | 2 | -0,320 | 2 | 0,051 | 0 | 0,104 | 0 | -0,294 |
| Minerais não metálicos | -0,428 | 1 | -0,171 | 2 | 0,181 0,115 | 0 1 | – | – | -0,180 |
| Vestuário | -0,338 -0,237 | 7 8 | -0,642 | 3 | 0,130 0,135 | 3 8 | 0,211 0,136 0,174 0,225 | 0 6 7 8 | -0,414 |
| Borracha e plástico | – | – | – | – | – | – | 0,294 0,092 | 0 1 | -0,508 |
| Fabricação de meios de transporte | – | – | -0,470 | 0 | – | – | 0,251 | 0 | -0,551 |
| Indústrias extrativas | -0,156 -0,230 | 1 6 | -0,340 | 2 | 0,042 | 0 | 0,043 | 0 | -0,436 |
| Madeira | -0,193 0,185 | 1 2 | -0,210 | 0 | – | – | 0,117 | 0 | -0,268 |

Fonte: elaboração dos autores.

Em oito dos 16 setores, a taxa de câmbio real foi uma variável significativa, e em sete o coeficiente de curto prazo (CP) estimado apresentou o mesmo sinal que o parâmetro de longo prazo (LP). A exceção foi o setor têxtil, cuja elasticidade foi 0,260 no MCE e -0,108 após a quebra no modelo GH-FB. Adicionalmente, é importante notar que, em apenas dois setores – alimentos e bebidas e madeira –, o coeficiente de CP foi inferior ao parâmetro de LP. Isso indica a existência de um *overshooting* desta variável, ou seja, uma valorização/desvalorização cambial produz efeito excessivo no CP com relação ao equilíbrio de LP. Por fim, destacamos que apenas os setores alimentos e bebidas e têxtil apresentaram coeficientes positivos e que vestuário foi aquele que teve elasticidade negativa de maior magnitude (-0,642).

As exportações foram uma variável significativa em 12 setores, e em apenas três – produtos químicos, metalurgia básica e indústrias extrativas – não verificamos indícios de *overshooting*. À semelhança do verificado nas relações de cointegração, houve o predomínio de coeficientes positivos, e apenas no setor papel e gráfica encontramos sinais opostos do coeficiente de CP *vis-à-vis* o de LP, embora este último tenha sido próximo de zero (tabela 5).

Já as importações foram a variável mais presente nos MCEs, haja vista que ela não foi significativa pelo procedimento geral para o específico somente em minerais não metálicos. Embora tenhamos encontrado

sinais idênticos em todos os coeficientes de CP com os de LP, novamente verificamos o predomínio de casos de *overshooting*.

Quanto aos termos de desequilíbrio (velocidade de ajustamento em relação à solução de longo prazo), obtivemos grande dispersão, sendo o setor minerais não metálicos aquele que apresenta o maior tempo de ajuste, de aproximadamente cinco meses (coeficiente igual a -0,180), e fabricação de meios de transporte o menor tempo, inferior a dois meses (-0,551).

Embora a comparação entre a magnitude dos coeficientes seja mais complicada nas estimativas de curto prazo, uma vez que, em apenas cinco setores, tivemos as três variáveis simultaneamente significativas nos MCEs, observamos um comportamento similar às relações de longo prazo. Em módulo, a média da elasticidade câmbio é 3,25 vezes maior que a média da elasticidade exportações e 2,89 vezes superior à média da elasticidade importações.

6

TAXA DE CÂMBIO REAL E HETEROGENEIDADE ESTRUTURAL: UM RESUMO DAS EVIDÊNCIAS

Tendo em vista a grande quantidade de modelos lineares e não lineares estimados neste trabalho, calculados para 16 setores da indústria, uma pergunta natural é a seguinte: mas, afinal, qual é a relação entre a taxa de câmbio real e a produtividade do trabalho nos setores industriais? No contexto da heterogeneidade estrutural brasileira, a persistir a atual tendência à valorização da taxa de câmbio, espera-se alguma convergência entre o setor menos produtivo em relação ao mais produtivo?

Por questões de espaço e visando tornar a exposição menos prolixa, teceremos algumas considerações com relação às perguntas anteriores, tomando por base os coeficientes de longo prazo. Além dos argumentos desenvolvidos na seção 5, utilizaremos as elasticidades câmbio destacadas em azul escuro da tabela 5 porque julgamos que estes parâmetros, por sua própria natureza, refletem melhor a dinâmica e a estrutura produtiva brasileira, permitindo aferir com maior acuidade a relação entre HE e a taxa de câmbio real. Destacamos, todavia, que exercício análogo pode ser feito para o curto prazo.

Os resultados apresentados na tabela 7 sintetizam as principais conclusões do presente trabalho. Na coluna A, mostramos qual é o efeito sobre o índice de produtividade após uma valorização cambial real de 10%.²⁰ Na coluna B, marcamos os setores que apresentaram aumento de produtividade com redução de horas pagas (*downsizing*). Na coluna C, calculamos a produtividade do trabalho em 2008 com base nos dados das Contas Nacionais (CN) do IBGE.²¹ Por fim, para fins analíticos, classificamos os setores industriais segundo ordem decrescente de produtividade do trabalho em nível, perfazendo três grupos: setores mais produtivos, setores de produtividade intermediária e setores menos produtivos.

Observa-se que, tudo mais constante, 11 setores industriais se beneficiarão, em termos de produtividade do trabalho, com uma valorização adicional da taxa de câmbio real da ordem de 10% (coluna A). Desse total,

20 Os dados desta coluna correspondem aos coeficientes de longo prazo estimado por EG ou por GH após a quebra (destacados em azul na tabela 5) multiplicados por -0,1.

21 Embora o último dado disponível seja de 2009, este ano não deve ser utilizado como referência por conta dos efeitos da crise financeira internacional. Por esse motivo, basearemos nossa análise nos dados referentes a 2008. Destacamos ainda que utilizamos para o cálculo da produtividade do trabalho em nível o valor adicionado a preços constantes de 2000.

quatro setores – indústria extrativa, coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool, metalurgia básica e fabricação de meios de transporte – pertencem ao grupo dos setores mais produtivos, de modo que essas atividades de alta produtividade tenderão a aumentar suas respectivas produtividades.

Fato análogo, embora de menor magnitude, ocorre com o grupo menos produtivo, uma vez que, em quatro de seus cinco setores, a produtividade também responde positivamente à apreciação cambial, porém, comparando este grupo àquele de maior produtividade, constataremos o aumento da HE na indústria brasileira: além da variação esperada da produtividade ser maior no grupo mais produtivo, o nível médio de produtividade do trabalho neste agrupamento é muito superior ao verificado para os setores de mais baixa produtividade.

Dito de outra forma, os quatro setores do grupo mais produtivo que se beneficiarão com a apreciação cambial têm uma variação esperada em suas produtividades de 4,9%, 1,7%, 1,0% e 1,7%, respectivamente. Já os quatro setores do grupo menos produtivo que também se beneficiarão com a apreciação cambial têm as seguintes variações de produtividade esperadas: 1,1%, 3,0%, 0,6% e 1,2%, respectivamente. Evidentemente, a taxa de crescimento da produtividade dos primeiros é, em geral, maior do que a dos últimos. Adicionalmente, os quatro setores do grupo de alta produtividade tem um nível médio de produtividade igual a R\$ 57,9 mil *vis-à-vis* um nível médio de produtividade do grupo de baixa produtividade da ordem de R\$ 7 mil. Ambos os fatos, portanto, concorrem para o aumento da heterogeneidade estrutural da indústria brasileira.

Tabela 7: Elasticidade produtividade-câmbio, existência de *downsizing* e produtividade do trabalho em 2008 (em R\$ de 2000)

| Setor | Varição na produtividade decorrente de 10% de valorização cambial (A) | <i>Downsizing?</i> (B) | Produtividade em 2008 (C) |
|---|--|---------------------------|------------------------------|
| Setores mais produtivos | | | |
| Indústrias extrativas | 4,9% | | 83.469 |
| Produtos químicos | -1,2% | Sim | 56.851 |
| Coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool | 1,7% | | 56.424 |
| Metalurgia básica | 1,0% | | 48.560 |
| Fabricação de meios de transporte | 1,7% | | 43.461 |
| Setores de produtividade intermediária | | | |
| Papel e gráfica | -2,7% | Sim | 39.112 |
| Máquinas e equipamentos – exclusive elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações | -1,0% | | 30.052 |
| Máquinas e aparelhos elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações | -0,9% | | 26.274 |
| Borracha e plástico | 1,4% | Sim | 15.640 |
| Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos | 7,8% | | 14.435 |
| Minerais não metálicos | 1,2% | Sim | 14.235 |
| Setores menos produtivos | | | |
| Alimentos e bebidas | -3,3% | | 12.640 |
| Têxtil | 1,1% | Sim | 10.235 |
| Madeira | 3,0% | Sim | 8.872 |
| Calçados e couro | 0,6% | Sim | 5.165 |
| Vestuário | 1,2% | Sim | 3.895 |

Fonte: modelo estimado pelos autores (primeira coluna) e IBGE (demais colunas).

Já com relação aos cinco setores cuja produtividade do trabalho tende a decrescer em função de uma valorização cambial real de 10%, constatamos que eles estão concentrados no grupo de produtividade intermediária. Coincidentemente, estes setores são justamente aqueles que apresentaram maior nível de produtividade dentro deste grupo (papel e gráfica, máquinas e equipamentos – exclusive elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicação e máquinas e aparelhos elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações). Desse modo, temos outra fonte de aumento da HE na indústria brasileira, uma vez que o hiato com relação ao grupo mais produtivo (e que majoritariamente se beneficia com a apreciação cambial) tende a aumentar.

Ressaltamos, contudo que, embora esperemos que a outra metade dos setores que compõem o grupo intermediário se beneficie com a apreciação cambial, o que contra-arrestaria a tendência de aumento da HE, eles apresentaram em 2008 um nível de produtividade muito inferior aos demais setores deste grupo. Assim, embora as variações de produtividade esperadas sejam positivas, demorará muito tempo para haver convergência entre estes setores e aqueles pertencentes ao grupo de alta produtividade.

Finalmente, embora seja difícil avaliar a relação entre o aumento de produtividade do trabalho às custas da redução das horas pagas *vis-à-vis* a dinâmica da taxa de câmbio, é interessante notar que houve *downsizing* primordialmente nos setores que se beneficiarão, *coeteris paribus*, com uma apreciação cambial real.

CONCLUSÃO

Neste artigo, discutimos a relação entre a heterogeneidade estrutural da indústria brasileira e a taxa de câmbio real. Para tanto, foram estimados diversos modelos lineares e não lineares, de curto e de longo prazo, para 16 setores industriais. A produtividade do trabalho, variável-chave para a discussão da HE, foi regredida contra a taxa de câmbio, exportações e importações, em linha com as estimativas empíricas sobre o tema.

Os coeficientes estimados evidenciaram que o efeito da taxa de câmbio sobre a produtividade do trabalho é distinto, em sinal e magnitude, dentre os diversos setores industriais. Embora seja razoável supor a existência de respostas diferenciadas, o trabalho inova ao permitir uma medida dessas diferenças, possibilitando uma dimensão mais precisa da heterogeneidade produtiva da indústria brasileira.

No que concerne à HE propriamente dita, ao analisarmos as elasticidades câmbio estimadas conjuntamente às produtividades do trabalho em 2008, constatamos que os setores de mais alta produtividade são os que mais se beneficiam da trajetória de valorização cambial. Dos cinco setores que possuíam as maiores produtividades, para quatro espera-se um aumento do índice de produtividade em caso de persistência da valorização cambial. Similarmente, dos cinco setores de menor produtividade, em quatro também deve haver aumento do índice de produtividade se supusermos uma apreciação da taxa de câmbio de 10%.

Nesse sentido, comparando os setores de menor produtividade em conjunto *vis-à-vis* os de maior produtividade como um todo, constataremos que, além da variação esperada da produtividade ser maior no grupo mais produtivo, o nível médio de produtividade do trabalho neste agrupamento é muito superior ao verificado para os setores de mais baixa produtividade. Essas evidências, portanto, apontam para o aumento da heterogeneidade estrutural da indústria brasileira.

Por outro lado e contribuindo para o aumento do hiato de produtividade, verificamos que dos cinco setores cuja produtividade tende a decrescer com uma valorização cambial real, três estão no grupo de produtividade intermediária. Estes últimos setores, por seu turno, foram justamente aqueles que apresentaram maior nível de produtividade dentro deste grupo. Isso configura, portanto, uma fonte adicional de aumento da HE na indústria brasileira: o diferencial de produtividade destes três setores com relação ao grupo mais produtivo (e que majoritariamente se beneficia com a apreciação cambial) tende a aumentar.

Daí é possível depreender que obter convergência produtiva na indústria brasileira sob a manutenção do cenário de apreciação cambial é uma tarefa bastante difícil. É possível, por exemplo, que políticas industriais

direcionadas especificamente para tornar mais produtivos os setores de baixa produtividade sejam capazes de compensar os efeitos negativos do câmbio apreciado. Embora essa discussão fuja do escopo deste trabalho, é importante lembrar que a convergência produtiva pressupõe que, durante algum período de tempo, a produtividade dos setores de baixa produtividade deve crescer a taxas superiores à média. Se a tarefa em si já é complexa, realizá-la sob um cenário de apreciação cambial, no qual os setores de baixa produtividade já se encontram submetidos à concorrência de produção importada certamente mais produtiva, é algo virtualmente impossível.

Destacamos, por fim, que não se pretende afirmar que bastará uma desvalorização cambial para promover a convergência. É possível e provável que os setores de mais alta produtividade, por serem mais dinâmicos, sejam capazes de obter bom desempenho também com a desvalorização da taxa de câmbio. Este cenário, por seu turno, poderá engendrar incentivos aos setores de baixa produtividade, tornando-o mais competitivos, ou ao menos permitindo que se compense, total ou parcialmente, os efeitos de estruturas produtivas inadequadas. Desse modo, entendemos que o câmbio desvalorizado é mais uma condição *necessária* do que *suficiente*, sendo imprescindível que estímulos adicionais sejam oferecidos, sem os quais os setores de baixa produtividade correrão o risco de permanecerem pouco produtivos mesmo com câmbio desvalorizado. A discussão de uma política industrial visando à convergência produtiva, portanto, se faz premente e deve fazer parte da agenda do Estado brasileiro.

REFERÊNCIA

ARAÚJO, E. C.; LEITE, M. V. C. *Sobrevalorização cambial no Brasil: estimativa, causas e consequências (1994-2008)*. Rio de Janeiro: Ipea, 2009. (Texto para Discussão, n. 1404).

BIELSCHOWSKY, R. Cinquenta anos de pensamento na Cepal: uma resenha. In: _____. (Org.). *Cinquenta anos de pensamento na Cepal*. Volume 1. Rio de Janeiro: Record, 2000.

BONELLI, R. Crescimento e produtividade na indústria brasileira: impactos da orientação comercial. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 21, n. 3, p. 533-558, 1991.

BRESSER-PEREIRA, L. C. *Macroeconomia da estagnação: crítica da ortodoxia convencional no Brasil pós-1994*. São Paulo: Editora 34, 2007. 325 p.

CASTILHO, M. R. *Encadeamentos produtivos das atividades exportadoras na América Latina: o caso dos setores industriais no Brasil*. 2011. Série Comércio y Crecimiento Inclusivo. (Working Paper, n. 134).

CERQUEIRA, V. S. *Volatilidade da taxa de câmbio real e taxa de juros no Brasil: evidências de um modelo VAR-GARCH-M para o período 1999-2010*. Brasília: Ipea, 2011. (Texto para Discussão, n. 1.586).

COSTA, A. B. *Estudo da competitividade de cadeias integradas no Brasil: impactos das zonas de livre comércio. Cadeia: couro-calçados*. Nota Técnica Final. Brasília: Ministério do Desenvolvimento, da Indústria e do Comércio Exterior (Mdic), 2002. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/arquivos/dwnl_1201201516.pdf>.

_____. La industrial del calzado del Vale do Sinos (Brasil): ajuste competitivo de un sector intensivo en mano de obra. *Revista da Cepal*, v. 101, 2010.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1.057-1.072, 1981.

EDWARDS, S. Openness, productivity and growth: what do we really know? *National Bureau of Economic Research*, 1997. (Working Paper, n. 5978).

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 3 ed. New Jersey: Wiley, 2010. 517p.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-76, 1987.

FEIJÓ, C. A.; CARVALHO, P. G. M. Uma interpretação sobre a evolução da produtividade industrial no Brasil. *Nova Economia*, v. 12, n.12, p. 57-78, 2002.

FERRAZ, J. C.; KUPFER, D.; IOOTTY, M. Competitividad industrial en Brasil: 10 años después de la liberalización. *Revista de la Cepal*, n. 82, abr. 2004.

FRENKEL, R. *Real Exchange rate and employment in Argentina, Brazil, Chile and Mexico*. Buenos Aires: Cedes, Paper presented to the G24, 2004. Disponível em <http://policydialogue.org/files/events/Frenkel_Exchange_Rate_Employment.pdf>. Acesso em: 5 out. 2011.

GALA, P.; LIBÂNIO, G. Taxa de câmbio, poupança e produtividade: impactos de curto e longo prazo. *Economia e Sociedade*, v. 20, n. 2 (42), p. 229-242, 2011.

GALVÃO JÚNIOR, A. F.; GOMES, F. A. R.; SALVATO, M. A. Mudança cíclica versus mudança estrutural: uma análise da produtividade da mão-de-obra na indústria brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 35, n. 1, p. 75-94, 2005.

GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, v. 70, n. 1, p. 99-126, 1996.

GUILLAUMONT JEANNENEY, S.; HUA, P. How does real exchange rate influence labour productivity in China? *China Economics Review*, v. 22, p. 628-645, 2011.

IBGE. Indicadores conjunturais da indústria – produção. 1. ed. Rio de Janeiro. *Série Relatórios Metodológicos*, v. 31, 2004. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>>.

_____. *Estatísticas do Século XX*. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/seculox/>>.

KALDOR, N. *Causes of the slow rate of growth in the United Kingdom*. Cambridge: Cambridge University Press, 1966.

KUPFER, D.; ROCHA, F. Productividad y heterogeneidade estructural en la industria brasileña. In: CIMOLI, M. (Org). *Structural heterogeneity, technological asymmetries and growth in Latin America*. 2005. Disponível em: <<http://mpa.ub.uni-muenchen.de/3832>>.

LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum LM unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, v. 84, n. 4, p. 1.082-1.089, 2003.

MARÇAL, E. Estimando a taxa de câmbio real de equilíbrio para a economia brasileira. In: BIASOTO JUNIOR, G.; NOVAIS, L. F.; FREITAS, M. C. P. (Org.). *Panorama das economias internacional e brasileira: dinâmica e impactos da crise global*. São Paulo: Fundap, 2009.

MARCONI, N.; BARBI, F. Taxa de câmbio e composição setorial da produção: sintomas de doença holandesa? In: III ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA. *Anais...* São Paulo, 2010.

MORAES, M. A. F. D. Estudo da competitividade de cadeias integradas no Brasil: impactos das zonas de livre comércio. Cadeia: madeira e móveis. Nota Técnica Final. Brasília, Ministério do Desenvolvimento, da Indústria e do Comércio Exterior (Mdic), 2002. Disponível em: <[http://www.biblioteca.sebrae.com.br/bds/BDS.nsf/B6ABB55DAFCAA85A83257241006BCE24/\\$File/NT00034146.pdf](http://www.biblioteca.sebrae.com.br/bds/BDS.nsf/B6ABB55DAFCAA85A83257241006BCE24/$File/NT00034146.pdf)>.

OREIRO, J. L.; PUNZO, L.; ARAÚJO, E.; SQUEFF, G. C. Taxa real de câmbio, desalinhamento cambial e crescimento econômico no Brasil (1994-2007). *Revista de Economia Política*, v. 31, n. 4, 2011.

OREIRO, J. L.; FEIJÓ, C. A. Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. *Revista de Economia Política*, v. 30, n. 2 (118), p. 219-232, abr./jun. 2010.

PINTO, A. Natureza e implicações da "heterogeneidade estrutural" da América Latina. In: BIELSCHOWSKY, R. (Org.). *Cinquenta anos de pensamento na Cepal*. Rio de Janeiro: Record, 2.000. Volume 2.

RODRÍGUEZ, O. *O estruturalismo latino-americano*. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2009.

ROMANATTO, E.; PORCILE, G.; CURADO, M. Produtividade, salários e taxa de câmbio: uma análise da experiência brasileira nos anos 1990. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 12, n. 3, p. 545-570, 2008.

ROSSI JÚNIOR, J. L.; FERREIRA, P. C. Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 29, n. 1, p. 1-36, 1999.

ROWTHORN, R.; RAMASWAMY, R. *Deindustrialisation: Causes and Implications*. *IMF Working Paper*, n. 97/42, 1997.

_____. Growth, Trade and Deindustrialization. *IMF Staff Papers*, v. 46, n.1, 1999.

SALM, C. O debate sobre a tendência à estagnação. In: MALTA, M. M. (Coord.). *Ecoss do desenvolvimento: uma história do pensamento econômico brasileiro*. Rio de Janeiro: Ipea/UFRJ, 2010.

SALM, C.; SABOIA, J.; CARVALHO, P. G. M. Produtividade na indústria brasileira: questões metodológicas e novas evidências empíricas. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 27, n. 2, p. 377-396, 1997.

TAVARES, M.C.; SERRA, J. Além da estagnação. In: _____. *Da substituição de importações ao capitalismo financeiro: ensaios sobre economia brasileira*. Rio de Janeiro: Zahar, 1979.

THIRLWALL, A. P. *A natureza do crescimento econômico: um referencial alternativo para compreender o desempenho das nações*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2005.

VERMULM, R.; ERBER, F. *Estudo da competitividade de cadeias integradas no Brasil: impactos das zonas de livre comércio. Cadeia: Bens de capital. Nota Técnica Final*. Brasília, Ministério do Desenvolvimento, da Indústria e do Comércio Exterior (Mdic), 2002. Disponível em: <<http://www.desenvolvimento.gov.br/arquivo/secex/desproducao/forcompetitividade/estcadeias/estcomcadintbrasil/ImpZonLivComercio/grupo2/benCapital/21bensCapitalCompleto.PDF>>.

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*, v. 10, n. 3, p.251-70, 1992.

ANEXO 1

| Metodologia de cálculo das taxas de câmbio efetivas reais – compatibilização setores PIM (compatível com a Pimes) e Ipeadata | |
|--|---|
| PIM-PF (compatível com a Pimes) | Ipeadata |
| 1. Indústrias extrativas | Indústrias extrativas |
| 2. Alimentos e bebidas | Média simples dos setores: café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, outros produtos alimentares, laticínios, açúcar, óleos vegetais |
| 3. Têxtil | Têxtil |
| 4. Vestuário | Artigos de vestuário |
| 5. Calçados e couro | Calçados |
| 6. Madeira | Madeira e mobiliário |
| 7. Papel e gráfica | Celulose, papel e gráfica |
| 8. Coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool | Média simples dos setores: refino de petróleo e petróleo e carvão |
| 9. Produtos químicos | Média simples dos setores: elementos químicos e químicos diversos |
| 10. Borracha e plástico | Média simples dos setores: borracha e plástico |
| 11. Minerais não metálicos | Minerais não metálicos |
| 12. Metalurgia básica | Média simples dos setores: metalurgia de não ferrosos e outros produtos metalúrgicos |
| 13. Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos | Média simples dos setores: metalurgia de não ferrosos e outros produtos metalúrgicos |
| 14. Máquinas e equipamentos – exclusive elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações | Máquinas e tratores |
| 15. Máquinas e aparelhos elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações | Média simples dos setores: material elétrico e equipamento eletrônicos |
| 16. Fabricação de meios de transporte | Média simples dos setores: peças e outros veículos e veículos automotores |

Fonte: elaboração dos autores.

ANEXO 2

| Testes para a presença de raiz unitária | | | | | |
|---|-----------|-----------|----------|----------------------|-------------------------------|
| Série | ADF - c | ADF - c/t | ADF - p | ZA | LS |
| P1 | -2,501 | -2,885 | 0,745 | -4,999 [2008:11] | -4,962 [2005:2;2008:9] |
| P2 | -1,695 | 0,791 | -0,636 | -10,033* [2006:1] | -6,326* [2004:3; 2006:2] |
| P3 | -1,932 | -2,127 | 1,209 | -6,847* [2004:12] | -4,909 [2003:11; 2005:3] |
| P4 | 0,371 | -2,290 | 1,671 | -6,689* [2005:12] | -5,409*** [2005:5; 2008:7] |
| P5 | -0,397 | -2,709 | 1,214 | -5,933* [2004:7] | -5,094 [2006:10; 2007:11] |
| P6 | -0,755 | -3,107 | 1,964 | -5,697* [2008:11] | -5,349*** [2005:1; 2008:9] |
| P7 | -2,265 | -4,099* | 1,499 | -5,969* [2009:1] | -6,651* [2004:1; 2009:2] |
| P8 | -1,701 | 0,057 | -2,505** | -5,261** [2006:4] | -5,058 [2003:10; 2008:10] |
| P9 | -2,468 | -2,841 | 0,562 | -6,646* [2008:12] | -4,784 [2004:3;2008:6] |
| P10 | -2,650*** | -5,397* | 0,502 | -7,095* [2008:11] | -6,746* [2008:9;2009:10] |
| P11 | -1,554 | -1,533 | 1,091 | -6,924* [2008:11] | -5,732 [2008:9;2009:8] |
| P12 | -2,774*** | -4,250* | -0,351 | -6,204* [2008:11] | -5,607*** [2005:1;2008:9] |
| P13 | -4,571* | -4,616* | 0,038 | 6,121* [2008:11] | -5,869** [2004:6;2009:10] |
| P14 | -3,872* | -4,455* | 0,294 | -6,921* [2008:11] | -5,621*** [2004:3;2008:8] |
| P15 | -2,121 | -1,942 | 0,195 | -5,903* [2008:11] | -5,542*** [2004:2;2008:9] |
| P16 | -4,565* | -6,338* | 1,424 | -7,760* [2008:11] | -4,832 [2004:1;2008:11] |
| E1 | -1,261 | -3,625** | -0,522 | -5,134** [2008:9] | -4,853 [2005:3; 2008:9] |
| E2 | -0,788 | -3,509** | -1,237 | -4,550 [2008:9] | -5,534*** [2005:2; 2008:9] |

Continua...

Continuação

| Testes para a presença de raiz unitária | | | | | |
|---|----------|-----------|---------|-----------------------|-------------------------------|
| Série | ADF - c | ADF - c/t | ADF - p | ZA | LS |
| E3 | -1,545 | -3,153*** | -0,534 | -5,241** [2008:9] | -5,972** [2005:2; 2008:9] |
| E4 | -1,443 | -3,313*** | -0,579 | -5,301** [2008:9] | -5,488*** [2005:2; 2008:9] |
| E5 | -0,891 | -3,343*** | -0,888 | -5,126** [2008:9] | -5,062 [2004:6; 2008:9] |
| E6 | -0,182 | -3,556** | -1,284 | -4,942 [2008:9] | -4,918 [2004:6; 2008:9] |
| E7 | -0,357 | -3,659** | -1,141 | -4,928 [2008:9] | -4,830 [2005:3; 2008:9] |
| E8 | -1,101 | -3,508** | -0,838 | -5,285** [2008:9] | -5,393*** [2005:2; 2008:9] |
| E9 | -0,380 | -3,598* | -1,206 | -4,817 [2008:9] | -4,735 [2005:3; 2008:9] |
| E10 | -0,416 | -3,459** | -1,378 | -4,815*** [2008:9] | -5,106 [2005:3; 2008:9] |
| E11 | -0,28 | -3,547** | -1,322 | -4,886*** [2008:9] | -4,968 [2004:6; 2008:9] |
| E12 | -0,768 | -3,410*** | -0,894 | -5,036*** [2008:9] | -4,854 [2005:3; 2008:9] |
| E13 | -0,768 | -3,410*** | -0,894 | -5,036*** [2008:9] | -4,854 [2005:3; 2008:9] |
| E14 | -0,326 | -3,447*** | -1,252 | -4,908*** [2008:9] | -4,721 [2005:3; 2008:9] |
| E15 | -1,245 | -3,173*** | -0,665 | -5,274** [2008:9] | -5,079 [2005:3; 2008:9] |
| E16 | -0,968 | -3,022 | -0,897 | -6,911* [2008:8] | -5,810** [2005:3; 2008:8] |
| X1 | -3,941* | -9,313* | 1,033 | -9,775* [2009:1] | -9,269* [2008:1; 2008:10] |
| X2 | -2,055 | -2,132 | 1,475 | -7,668* [2004:6] | -5,063 [2006:2; 2007:7] |
| X3 | -3,315** | -3,165*** | 0,711 | -4,588 [2004:7] | -5,257 [2006:2; 2008:9] |
| X4 | 0,218 | -3,654** | -1,266 | -4,338 [2004:5] | -5,038 [2006:1; 2008:11] |
| X5 | -0,515 | -1,656 | -0,882 | -4,693 [2008:3] | -4,771 [2004:2; 2007:8] |
| X6 | -0,271 | -2,238 | -0,567 | -3,082 [2003:8] | -4,836 [2004:1; 2008:9] |
| X7 | -3,862* | -12,377* | 3,005 | -14,628* [2003:4] | -17,616* [2005:5; 2009:6] |

Continua...

Continuação

| Testes para a presença de raiz unitária | | | | | |
|---|-----------|-----------|---------|-----------------------|--------------------------------|
| Série | ADF - c | ADF - c/t | ADF - p | ZA | LS |
| X8 | -7,211* | -7,562* | 0,041 | -9,533* [2007:12] | -8,069* [2007:11; 2009:4] |
| X9 | -3,048** | -4,277* | 1,249 | -5,598* [2008:2] | -4,874 [2003:11; 2008:5] |
| X10 | -2,800*** | -2,642 | 1,173 | -5,389** [2008:11] | -4,885 [2008:11; 2009:12] |
| X11 | -1,933 | -2,146 | 0,101 | -4,796 [2007:9] | -4,459 [2006:1; 2008:11] |
| X12 | -3,956* | -4,020* | 0,048 | -5,726* [2008:11] | -5,821** [2004:3; 2007:4] |
| X13 | -3,555* | -3,126 | 0,959 | -4,689 [2008:11] | -8,662* [2004:11; 2008:09] |
| X14 | -2,768*** | -2,829 | 0,565 | -5,508** [2005:3] | -7,254* [2004:3; 2009:1] |
| X15 | -3,314** | -3,180*** | 0,671 | -6,544* [2005:3] | -4,408 [2004:2; 2006:9] |
| X16 | -2,262 | -1,917 | 0,576 | -4,606 [2009:1] | -5,596*** [2004:6; 2008:10] |
| M1 | -4,194* | -7,867* | 0,156 | -6,508* [2009:1] | -7,504* [2008:11; 2009:9] |
| M2 | -1,131 | -7,465* | 0,518 | -8,919* [2003:9] | -6,649** [2004:2; 2005:9] |
| M3 | -0,581 | -4,788* | 1,465 | -6,116* [2008:12] | -7,489* [2005:12; 2008:11] |
| M4 | -0,776 | -6,941* | 2,842 | -8,598* [2004:2] | 6,402** [2003:11; 2009:6] |
| M5 | -2,001 | -4,377* | 0,73 | -5,931* [2009:4] | -5,924** [2008:3; 2009:2] |
| M6 | -4,056* | -4,707* | 0,823 | -6,639* [2008:12] | -6,839* [2004:11; 2008:11] |
| M7 | -0,984 | -3,933** | 0,922 | -5,541** [2008:12] | -6,600* [2004:1; 2008:12] |
| M8 | -2,901** | -5,499* | 0,196 | -5,116** [2003:11] | -7,999* [2005:5; 2008:11] |
| M9 | -2,423 | -4,577* | 0,707 | -6,391* [2008:12] | -4,739 [2006:5; 2008:11] |
| M10 | -0,547 | -4,067* | 1,257 | -5,851* [2009:1] | -6,136** [2006:11; 2008:11] |
| M11 | -0,356 | -2,808 | 1,807 | -6,031* [2009:4] | -6,245** [2006:11; 2008:11] |
| M12 | 0,03 | -2,662 | 1,462 | -5,158** [2009:2] | -8,134* [2004:1; 2008:12] |

Continua...

Continuação

| Testes para a presença de raiz unitária | | | | | |
|---|---------|-----------|---------|-----------------------|-------------------------------|
| Série | ADF - c | ADF - c/t | ADF - p | ZA | LS |
| M13 | -0,215 | -3,001 | 2,043 | -4,320 [2009:2] | -6,674* [2004:1;2008:12] |
| M14 | -0,391 | -2,955 | 1,605 | -3,923 [2008:11] | -6,158** [2004:1;2008:11] |
| M15 | -1,603 | -3,836** | 1,164 | -5,511** [2008:12] | -5,703*** [2007:11;2008:9] |
| M16 | -0,543 | -3,798** | 1,253 | -4,941*** [2009:1] | -4,968 [2003:12;2008:11] |

Fonte: elaboração dos autores.

Nota: * rejeita a 1%.

** rejeita a 5%.

*** rejeita a 10%.

Obs.: 1 = indústria extrativa; 2 = alimentos e bebidas; 3 = têxtil; 4 = vestuário; 5 = calçados e couro; 6 = madeira; 7 = papel e gráfica; 8 = coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool; 9 = produtos químicos; 10 = borracha e plástico; 11 = minerais não metálicos; 12 = metalurgia básica; 13 = produtos de metal (exclusive máquinas e equipamentos); 14 = máquinas e equipamentos (exclusive elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações); 15 = máquinas e aparelhos elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações; 16 = fabricação de meios de transporte.

Obs.: 1. ADF - c é o teste ADF com constante, ADF - c/t é o teste ADF com constante e tendência e ADF - p é o teste ADF puro.

2. O número de defasagens da primeira diferença nas regressões dos testes foi selecionado pelo critério de Schwarz.

3. As datas estimadas para as quebras pelos procedimentos de Zivot, Andrews, Lee e Strazicich encontram-se em colchetes.

ANEXO 3

| Equações de longo prazo | | | | | | | | | |
|-------------------------|--------|------------|--------|----------|------------------------|--------|----------|--------|-----------|
| Indústria extrativa | | | | | Produtos químicos | | | | |
| | EG-C | | GH-FB | | | EG-C | | GH-FB | |
| | Coef. | Estat. t | Coef. | Estat. t | | Coef. | Estat. t | Coef. | Estat. t |
| Constante | 5,374 | 19,187 | 5,629 | 20,155 | Constante | 1,807 | 4,802 | 1,793 | 4,926 |
| <i>Dummy</i> 2007:11 | – | – | 0,792 | 1,259 | <i>Dummy</i> 2009:01 | – | – | -2,307 | -1,376 |
| X | 0,078 | 3,015 | 0,158 | 5,829 | X | 0,272 | 5,070 | 0,255 | 4,937 |
| <i>Dummy</i> 2007:11 *X | – | – | -0,158 | -3,009 | <i>Dummy</i> 2009:01*X | – | – | 0,241 | 1,676 |
| M | 0,048 | 1,450 | -0,032 | -0,857 | M | 0,217 | 5,602 | 0,191 | 4,818 |
| <i>Dummy</i> 2007:11 *M | – | – | 0,141 | 2,364 | <i>Dummy</i> 2009:01*M | – | – | 0,147 | 1,310 |
| E | -0,275 | -7,260 | -0,332 | -7,953 | E | 0,119 | 3,039 | 0,166 | 4,122 |
| <i>Dummy</i> 2007:11 *E | – | – | -0,156 | -1,590 | <i>Dummy</i> 2009:01*E | – | – | 0,081 | 0,330 |
| Estatística do teste | – | -5,535* | – | -6,052** | Estatística do teste | – | -4,711** | – | -5,893*** |
| R2 ajustado | 0,605 | – | 0,731 | – | R2 ajustado | 0,654 | – | 0,727 | – |
| Durbin-Watson | 0,873 | – | 1,464 | – | Durbin-Watson | 0,727 | – | 1,006 | – |
| Alimentos e bebidas | | | | | Borracha e plástico | | | | |
| | EG-C | | GH-FB | | | EG-C | | GH-FB | |
| | Coef. | Estat. t | Coef. | Estat. t | | Coef. | Estat. t | Coef. | Estat. t |
| Constante | 1,821 | 4,154 | 2,019 | 4,751 | Constante | 4,503 | 8,890 | 3,679 | 8,674 |
| <i>Dummy</i> 2009:2 | – | – | 1,552 | 0,923 | <i>Dummy</i> 2008:11 | – | – | 6,144 | 5,309 |
| X | 0,190 | 5,913 | 0,180 | 5,780 | X | 0,008 | 0,211 | -0,046 | -1,116 |
| <i>Dummy</i> 2009:2 *X | – | – | 0,144 | 1,350 | <i>Dummy</i> 2008:11*X | – | – | 0,173 | 1,517 |
| M | 0,076 | 1,782 | 0,018 | 0,394 | M | 0,146 | 3,235 | 0,248 | 5,843 |
| <i>Dummy</i> 2009:2*M | – | – | 0,056 | 0,468 | <i>Dummy</i> 2008:11*M | – | – | -0,393 | -5,209 |
| E | 0,326 | 6,284 | 0,353 | 6,991 | E | -0,135 | -2,148 | -0,001 | -0,031 |
| <i>Dummy</i> 2009:2*E | – | – | -0,609 | -2,426 | <i>Dummy</i> 2008:11*E | – | – | -1,171 | -7,703 |
| Estatística do teste | – | -3,983 *** | – | -6,447** | Estatística do teste | – | -5,493* | – | -8,986 * |
| R2 ajustado | 0,358 | – | 0,456 | – | R2 ajustado | 0,585 | – | 0,783 | – |
| Durbin-Watson | 0,530 | – | 0,642 | – | Durbin-Watson | 0,906 | – | 1,757 | – |

| Têxtil | | | | | Minerais não metálicos | | | | |
|-------------------------|--------|----------|--------|----------|---|--------|-----------|--------|-----------|
| | EG-C | | GH-FB | | | EG-C | | GH-FB | |
| | Coef. | Estat. t | Coef. | Estat. t | | Coef. | Estat. t | Coef. | Estat. t |
| Constante | 3,886 | 6,830 | 2,382 | 2,895 | Constante | 4,054 | 15,861 | 3,300 | 12,760 |
| <i>Dummy</i> 2006:10 | – | – | 2,063 | 1,720 | <i>Dummy</i> 2008:11 | – | – | 1,950 | 3,064 |
| X | 0,055 | 1,860 | 0,106 | 2,571 | X | 0,126 | 8,133 | 0,075 | 3,708 |
| <i>Dummy</i> 2006:10*X | – | – | -0,109 | -1,810 | <i>Dummy</i> 2008:11*X | – | – | 0,055 | 0,984 |
| M | 0,104 | 3,768 | 0,201 | 3,268 | M | 0,122 | 6,146 | 0,228 | 9,568 |
| <i>Dummy</i> 2006:10*M | – | – | -0,055 | -0,652 | <i>Dummy</i> 2008:11*M | – | – | -0,239 | -6,367 |
| E | 0,008 | 0,098 | 0,182 | 1,527 | E | -0,119 | -3,362 | -0,010 | -0,286 |
| <i>Dummy</i> 2006:10*E3 | – | – | -0,290 | -1,575 | <i>Dummy</i> 2008:11*E | – | – | -0,223 | -2,421 |
| Estatística do teste | – | -6,527* | – | -7,081* | Estatística do teste | – | -5,017 | – | -8,239* |
| R2 ajustado | 0,339 | – | 0,383 | – | R2 ajustado | 0,826 | – | 0,876 | – |
| Durbin-Watson | 1,165 | – | 1,248 | – | Durbin-Watson | 0,790 | – | 1,551 | – |
| Vestuário | | | | | Metalurgia básica | | | | |
| | EG-C | | | | | EG-C/T | | GH-C/T | |
| | Coef. | Estat. t | | | | Coef. | Estat. t | Coef. | Estat. t |
| Constante | 4,583 | 4,813 | | | Constante | 3,739 | 7,763 | 3,655 | 8,299 |
| X | 0,032 | 0,601 | | | <i>Dummy</i> 2009:06 | – | – | 0,097 | 4,599 |
| M | 0,134 | 3,269 | | | X | 0,235 | 5,543 | 0,284 | 7,066 |
| E | -0,121 | -0,725 | | | M | 0,073 | 1,809 | 0,063 | 1,704 |
| Estatística do teste | – | -4,284** | | | E | -0,095 | -1,392 | -0,113 | -1,800 |
| R2 ajustado | 0,263 | – | | | Tendência | -0,003 | -5,944 | -0,004 | -7,551 |
| Durbin-Watson | 0,597 | – | | | Estatística do teste | – | -4,404*** | – | -5,683*** |
| | | | | | R2 ajustado | 0,550 | – | 0,624 | – |
| | | | | | Durbin-Watson | 0,572 | – | 0,872 | – |
| Calçados e couro | | | | | Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos | | | | |
| | EG-C | | GH-FB | | | EG-C | | GH-FB | |
| | Coef. | Estat. t | Coef. | Estat. t | | Coef. | Estat. t | Coef. | Estat. t |
| Constante | 4,200 | 7,155 | 2,250 | 1,253 | Constante | 3,910 | 7,430 | 2,878 | 6,126 |
| <i>Dummy</i> 2003:04 | – | – | 1,791 | 0,937 | <i>Dummy</i> 2007:10 | – | – | 4,578 | 4,945 |
| X | -0,099 | -1,593 | 0,209 | 0,538 | X | 0,083 | 2,091 | 0,044 | 1,123 |
| <i>Dummy</i> 2003:04 *X | – | – | -0,214 | -0,544 | <i>Dummy</i> 2007:10*X | – | – | 0,033 | 0,441 |
| M | 0,243 | 5,982 | 0,279 | 2,012 | M | 0,011 | 0,283 | 0,144 | 3,097 |
| <i>Dummy</i> 2003:04 *M | – | – | 0,005 | 0,038 | <i>Dummy</i> 2007:10*M | – | – | -0,129 | -1,759 |
| E | -0,062 | -0,844 | 0,021 | 0,104 | E | 0,066 | 0,912 | 0,195 | 3,003 |
| <i>Dummy</i> 2003:04 *E | – | – | -0,202 | -0,928 | <i>Dummy</i> 2007:10*E | – | – | -0,972 | -6,918 |
| Estatística do teste | – | -5,823* | – | -6,833* | Estatística do teste | – | -4,333** | – | -6,082** |
| R2 ajustado | 0,593 | – | 0,652 | – | R2 ajustado | 0,023 | – | 0,434 | – |
| Durbin-Watson | 0,988 | – | 1,124 | – | Durbin-Watson | 0,610 | – | 1,067 | – |

| Madeira | | | | Máquinas e equipamentos – exclusive elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações | | | | | |
|--|--------|----------|--------|---|------------------------|----------|----------|----------|----------|
| | EG-C | | | | EG-C | | GH-FB | | |
| | Coef. | Estat. t | | | Coef. | Estat. t | Coef. | Estat. t | |
| Constante | 5,299 | 17,838 | | | Constante | 2,905 | 4,339 | 2,073 | 3,587 |
| X | -0,004 | -0,136 | | | <i>Dummy</i> 2008:11 | – | – | 4,545 | 3,014 |
| M | 0,176 | 4,483 | | | X | 0,126 | 3,227 | 0,067 | 1,761 |
| E | -0,300 | -6,595 | | | <i>Dummy</i> 2008:11*X | – | – | 0,056 | 0,435 |
| Estatística do teste | – | -4,366** | | | M | 0,158 | 3,420 | 0,261 | 6,406 |
| R2 ajustado | 0,671 | – | | | <i>Dummy</i> 2008:11*M | – | – | -0,108 | -0,672 |
| Durbin-Watson | 0,627 | – | | | E | 0,099 | 1,046 | 0,243 | 3,009 |
| | | | | | <i>Dummy</i> 2008:11*E | – | – | -1,020 | -4,482 |
| | | | | | Estatística do teste | – | -4,544** | – | -6,473** |
| | | | | | R2 ajustado | 0,454 | – | 0,671 | – |
| | | | | | Durbin-Watson | 0,653 | – | 1,113 | – |
| Papel e gráfica | | | | Máquinas e aparelhos elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações | | | | | |
| | EG-C | | GH-FB | | | EG-C | | GH-FB | |
| | Coef. | Estat. t | Coef. | Estat. t | | Coef. | Estat. t | Coef. | Estat. t |
| Constante | 3,185 | 6,892 | 3,214 | 7,499 | Constante | 2,531 | 3,898 | 3,448 | 3,635 |
| <i>Dummy</i> 2008:3 | – | – | -0,587 | -0,588 | <i>Dummy</i> 2002:11 | – | – | -1,680 | -1,310 |
| X | 0,127 | 3,711 | 0,210 | 5,904 | X | 0,368 | 10,106 | 0,097 | 0,347 |
| <i>Dummy</i> 2008:3*X | – | – | -0,242 | -3,729 | <i>Dummy</i> 2002:11*X | – | – | 0,334 | 1,173 |
| M | 0,174 | 4,017 | 0,170 | 3,683 | M | -0,036 | -0,783 | 0,137 | 0,874 |
| <i>Dummy</i> 2008:3*M | – | – | 0,057 | 0,715 | <i>Dummy</i> 2002:11*M | – | – | -0,155 | -0,924 |
| E | 0,016 | 0,281 | -0,073 | -1,388 | E | 0,087 | 0,978 | 0,010 | 0,041 |
| <i>Dummy</i> 2008:3*E | – | – | 0,347 | 2,517 | <i>Dummy</i> 2002:11*E | – | – | 0,143 | 0,500 |
| Estatística do teste | – | -4,524** | – | -7,050* | Estatística do teste | – | -5,644* | – | -6,102** |
| R2 ajustado | 0,571 | – | 0,705 | – | R2 ajustado | 0,558 | – | 0,582 | – |
| Durbin-Watson | 0,655 | – | 1,310 | – | Durbin-Watson | 0,899 | – | 0,952 | – |
| Coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool | | | | Fabricação de meios de transporte | | | | | |
| | EG-C | | GH-FB | | | EG-C | | GH-FB | |
| | Coef. | Estat. t | Coef. | Estat. t | | Coef. | Estat. t | Coef. | Estat. t |
| Constante | 1,393 | 2,372 | 2,386 | 4,118 | Constante | 5,071 | 8,547 | 3,164 | 5,571 |
| <i>Dummy</i> 2008:3 | – | – | 2,624 | 1,669 | <i>Dummy</i> 2008:11 | – | – | 8,879 | 5,825 |
| X | -0,124 | -2,804 | -0,182 | -4,102 | X | -0,011 | -0,398 | 0,038 | 1,245 |
| <i>Dummy</i> 2008:3*X | – | – | 0,126 | 1,423 | <i>Dummy</i> 2008:11*X | – | – | -0,035 | -0,442 |
| M | -0,076 | -1,744 | -0,058 | -1,253 | M | 0,116 | 2,944 | 0,204 | 5,021 |
| <i>Dummy</i> 2008:3*M | – | – | 0,009 | 0,106 | <i>Dummy</i> 2008:11*M | – | – | -0,462 | -2,951 |
| E | 0,826 | 10,441 | 0,657 | 7,365 | E | -0,171 | -1,896 | 0,107 | 1,304 |
| <i>Dummy</i> 2008:3*E | – | – | -0,828 | -3,191 | <i>Dummy</i> 2008:11*E | – | – | -1,463 | -6,417 |
| Estatística do teste | – | -4,731** | – | -6,341** | Estatística do teste | – | -6,257* | – | -8,598* |
| R2 ajustado | 0,647 | – | 0,756 | – | R2 ajustado | 0,464 | – | 0,648 | – |
| Durbin-Watson | 0,609 | – | 0,997 | – | Durbin-Watson | 1,049 | – | 1,563 | – |

Fonte: elaboração dos autores.

ANEXO 4

| Equações de curto prazo | | | | | |
|-------------------------|---------------------------|---------|---------------------|-----------|---------|
| Indústria extrativa | | | Produtos químicos | | |
| | Modelo GH-FB ¹ | | | Modelo EG | |
| | Coef. | p-valor | | Coef. | p-valor |
| Pt-1 | -0,156 | 0,098 | Xt | 0,209 | 0,000 |
| Pt-6 | -0,230 | 0,000 | Mt | 0,222 | 0,000 |
| Xt | 0,042 | 0,025 | Deseq.t -1 | -0,284 | 0,000 |
| Mt | 0,043 | 0,010 | R2 ajustado | 0,547 | – |
| Et-2 | -0,340 | 0,023 | LM Breusch-Godfrey | 1,026 | 0,362 |
| Deseq.t -1 | -0,436 | 0,000 | White | 0,919 | 0,434 |
| R2 ajustado | 0,476 | – | ARCH | 0,229 | 0,795 |
| LM Breusch-Godfrey | 0,097 | 0,907 | Ramsey RESET | 0,340 | 0,712 |
| White | 4,498 | 0,000 | Jarque-Bera | 1,762 | 0,414 |
| ARCH | 0,019 | 0,981 | | | |
| Ramsey RESET | 3,525 | 0,033 | | | |
| Jarque-Bera | 2,364 | 0,306 | | | |
| Alimentos e bebidas | | | Borracha e plástico | | |
| | Modelo EG ¹ | | | Modelo EG | |
| | Coef. | p-valor | | Coef. | p-valor |
| Pt-2 | 0,322 | 0,000 | Mt | 0,294 | 0,000 |
| Pt-3 | 0,128 | 0,106 | Mt-1 | 0,092 | 0,029 |
| Xt | 0,188 | 0,000 | Xt | – | – |
| Xt-1 | 0,090 | 0,002 | Xt-1 | – | – |
| Mt | 0,080 | 0,003 | Deseq.t -1 | -0,508 | 0,000 |
| Et | 0,243 | 0,020 | R2 ajustado | 0,448 | – |
| Deseq.t -1 | -0,437 | 0,000 | LM Breusch-Godfrey | 0,552 | 0,577 |
| R2 ajustado | 0,571 | – | White | 0,493 | 0,687 |
| LM Breusch-Godfrey | 0,681 | 0,508 | ARCH | 0,512 | 0,600 |
| White | 1,646 | 0,083 | Ramsey RESET | 1,791 | 0,172 |
| ARCH | 0,263 | 0,769 | Jarque-Bera | 658,492 | 0,000 |
| Ramsey RESET | 0,392 | 0,677 | | | |
| Jarque-Bera | 2,480 | 0,290 | | | |

| Têxtil | | | Minerais não metálicos | | |
|--------------------|---------------------------|---------|------------------------|-----------|---------|
| | Modelo GH-FB ¹ | | | Modelo EG | |
| | Coef. | p-valor | | Coef. | p-valor |
| Pt-1 | 0,264 | 0,004 | Pt-1 | -0,428 | 0,000 |
| Pt-7 | -0,163 | 0,027 | Pt-5 | – | – |
| Xt-1 | – | – | Xt | 0,181 | 0,000 |
| Xt-4 | -0,190 | 0,000 | Xt-1 | 0,115 | 0,000 |
| Mt | 0,211 | 0,000 | Mt | – | – |
| Deseq.t -1 | -0,773 | 0,000 | Mt-1 | – | – |
| R2 ajustado | 0,562 | – | Et-2 | -0,171 | 0,050 |
| LM Breusch-Godfrey | 0,230 | 0,795 | Et-6 | – | – |
| White | 4,357 | 0,000 | Deseq.t -1 | -0,180 | 0,057 |
| ARCH | 0,418 | 0,660 | R2 ajustado | 0,495 | – |
| Ramsey RESET | 6,676 | 0,001 | LM Breusch-Godfrey | 0,353 | 0,702 |
| Jarque-Bera | 7,250 | 0,026 | White | 6,303 | 0,000 |
| | | | ARCH | 0,856 | 0,427 |
| | | | Ramsey RESET | 0,318 | 0,727 |
| | | | Jarque-Bera | 5,611 | 0,060 |
| Vestuário | | | Metalurgia básica | | |
| | Modelo EG ¹ | | | Modelo EG | |
| | Coef. | p-valor | | Coef. | p-valor |
| Pt-7 | -0,338 | 0,000 | Pt-2 | 0,310 | 0,000 |
| Pt-8 | -0,237 | 0,001 | Xt | 0,051 | 0,037 |
| Xt-3 | 0,130 | 0,002 | Mt | 0,104 | 0,000 |
| Xt-8 | 0,135 | 0,007 | Et-2 | -0,320 | 0,014 |
| Mt | 0,211 | 0,000 | Deseq.t -1 | -0,294 | 0,000 |
| Mt-6 | 0,136 | 0,001 | R2 ajustado | 0,442 | – |
| Mt-7 | 0,174 | 0,000 | LM Breusch-Godfrey | 1,213 | 0,301 |
| Mt-8 | 0,225 | 0,000 | White | 5,948 | 0,000 |
| Et-3 | -0,642 | 0,004 | ARCH | 6,638 | 0,002 |
| Deseq.t -1 | -0,414 | 0,000 | Ramsey RESET | 1,663 | 0,195 |
| R2 ajustado | 0,715 | 0,155 | Jarque-Bera | 2,909 | 0,233 |
| LM Breusch-Godfrey | 0,663 | 0,517 | | | |
| White | 0,846 | 0,650 | | | |
| ARCH | 0,801 | 0,451 | | | |
| Ramsey RESET | 9,960 | 0,000 | | | |
| Jarque-Bera | 1,261 | 0,532 | | | |

Fonte: elaboração dos autores.

| Calçados e couro | | | Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos | | |
|--------------------|------------------------|---------|---|--------------|---------|
| | Modelo EG ¹ | | | Modelo GH-FB | |
| | Coef. | p-valor | | Coef. | p-valor |
| Pt-6 | 0,250 | 0,000 | Pt-1 | 0,154 | 0,079 |
| Pt-1 | – | – | Xt | 0,089 | 0,010 |
| Pt-2 | – | – | Mt | 0,153 | 0,000 |
| Pt-3 | – | – | Deseq.t -1 | -0,537 | 0,000 |
| Xt-3 | – | – | R2 ajustado | 0,421 | – |
| Xt-6 | -0,134 | 0,072 | LM Breusch-Godfrey | 1,085 | 0,341 |
| Mt | 0,280 | 0,000 | White | 1,188 | 0,320 |
| Mt-5 | – | – | ARCH | 0,901 | 0,409 |
| Mt-1 | 0,133 | 0,007 | Ramsey RESET | 0,054 | 0,946 |
| Et | – | – | Jarque-Bera | 1,636 | 0,441 |
| Deseq.t -1 | -0,456 | 0,000 | | | |
| R2 ajustado | 0,438 | – | | | |
| LM Breusch-Godfrey | 0,620 | 0,540 | | | |
| White | 1,799 | 0,072 | | | |
| ARCH | 0,988 | 0,375 | | | |
| Ramsey RESET | 2,420 | 0,094 | | | |
| Jarque-Bera | 3,300 | 0,192 | | | |
| Madeira | | | Máquinas e equipamentos – exclusive elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações | | |
| | Modelo EG ¹ | | | Modelo EG | |
| | Coef. | p-valor | | Coef. | p-valor |
| Pt-1 | -0,193 | 0,054 | Pt-1 | – | – |
| Pt-2 | 0,185 | 0,008 | Xt | 0,167 | 0,000 |
| Mt | 0,117 | 0,002 | Mt | 0,190 | 0,000 |
| Et | -0,210 | 0,047 | Deseq.t -1 | -0,333 | 0,000 |
| Deseq.t -1 | -0,268 | 0,000 | R2 ajustado | 0,396 | – |
| R2 ajustado | 0,298 | – | LM Breusch-Godfrey | 0,599 | 0,550 |
| LM Breusch-Godfrey | 1,189 | 0,308 | White | 0,148 | 0,930 |
| White | 2,418 | 0,013 | ARCH | 0,218 | 0,804 |
| ARCH | 1,874 | 0,158 | Ramsey RESET | 1,983 | 0,143 |
| Ramsey RESET | 4,978 | 0,008 | Jarque-Bera | 51,986 | 0,000 |
| Jarque-Bera | 0,130 | 0,936 | | | |

| Papel e gráfica | | | Máquinas e aparelhos elétricos, eletrônicos, de precisão e de comunicações | | |
|--|---------------------------|---------|--|-----------|---------|
| | Modelo GH-FB ¹ | | | Modelo EG | |
| | Coef. | p-valor | | Coef. | p-valor |
| Xt | 0,088 | 0,000 | Pt-4 | 0,207 | 0,008 |
| Mt | 0,083 | 0,002 | Xt | 0,355 | 0,000 |
| Mt-2 | 0,125 | 0,000 | Xt-1 | 0,199 | 0,000 |
| Deseq.t -1 | -0,412 | 0,000 | Mt-1 | -0,066 | 0,110 |
| R2 ajustado | 0,462 | 0,003 | Deseq.t -1 | -0,388 | 0,000 |
| LM Breusch-Godfrey | 0,252 | 0,777 | R2 ajustado | 0,484 | – |
| White | 1,407 | 0,203 | LM Breusch-Godfrey | 1,410 | 0,249 |
| ARCH | 0,408 | 0,665 | White | 0,498 | 0,776 |
| Ramsey RESET | 0,336 | 0,714 | ARCH | 0,181 | 0,834 |
| Jarque-Bera | 2,579 | 0,275 | Ramsey RESET | 0,613 | 0,543 |
| | | | Jarque-Bera | 141,891 | 0,000 |
| Coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool | | | Fabricação de meios de transporte | | |
| | Modelo GH-FB | | | Modelo EG | |
| | Coef. | p-valor | | Coef. | p-valor |
| Pt-4 | – | – | Mt | 0,251 | 0,000 |
| Pt-8 | -0,276 | 0,001 | Et | -0,470 | 0,024 |
| Mt-1 | -0,054 | 0,016 | Deseq.t -1 | -0,551 | 0,000 |
| Mt-8 | -0,056 | 0,012 | R2 ajustado | 0,414 | – |
| Deseq.t -1 | -0,359 | 0,000 | LM Breusch-Godfrey | 1,869 | 0,159 |
| R2 ajustado | 0,347 | – | White | 0,222 | 0,881 |
| LM Breusch-Godfrey | 0,554 | 0,576 | ARCH | 0,032 | 0,968 |
| White | 0,867 | 0,547 | Ramsey RESET | 1,662 | 0,195 |
| ARCH | 9,011 | 0,000 | Jarque-Bera | 1224,083 | 0,000 |
| Ramsey RESET | 0,309 | 0,734 | | | |
| Jarque-Bera | 1,357 | 0,507 | | | |

Nota: ¹ estimado com correção de White para heterocedasticidade.

Obs.: os testes LM Breusch-Godfrey e ARCH foram feitos duas defasagens. O teste White foi feito sem os termos cruzados. O teste Ramsey RESET foi feito para $h = 2$.



NAÇÕES UNIDAS

CEPAL

ipea