

EVIDÊNCIAS DE DESINDUSTRIALIZAÇÃO NO BRASIL: UMA ANÁLISE COM DADOS EM PAINEL*

CLÁUDIA MARIA SONAGLIO[†]
CARLOS OTÁVIO ZAMBERLAN[‡]
JOÃO EUSTÁQUIO DE LIMA[§]
ANTONIO CARVALHO CAMPOS[¶]

Resumo

Esse trabalho objetiva analisar as evidências de um processo de desindustrialização na economia brasileira, utilizando dados em painel e, por se tratar de uma série longa, foram aplicados testes de raiz unitária. Concluiu-se que existe um possível processo de “reprimarização” da pauta de exportação brasileira, constatada pelo decréscimo de exportações de bens de alta tecnologia e aumento de bens não industriais, fato que também se relaciona com uma taxa de câmbio apreciada e com a manutenção de juros elevados. Os modelos estimados apontam que as exportações respondem às variações na taxa de câmbio de forma direta, o que implica que uma apreciação cambial reduziria os saldos exportados.

Palavras-chave: Desindustrialização; Taxa de Câmbio; Taxa de Juros; Exportações

Abstract

This paper aims to analyze the evidences of a deindustrialization process in the Brazilian economy using panel data method, because it deals with a long series, unit root tests were applied. It was concluded that a possible "reprimarization" process in the exports list of the Brazilian economy, noted by a decrease of high technology goods and an increase of non industrialized goods, a fact that also relates to maintaining appreciate exchange rate and elevated interest rates.

Keywords: Deindustrialization; Exchange rate; Interest rate; Exports

JEL classification: F10; F14; F31

* Os autores agradecem os comentários e sugestões dos Prof^{os}. Marcelo José Braga (UFV) e Fernando Ferrari Filho (UFRGS) e aos dois pareceristas. Eventuais falhas do estudo são de nossa responsabilidade.

[†] Universidade Estadual de Mato Grosso do Sul, bolsista FUNDECT-MS e doutoranda em economia aplicada – Universidade Federal de Viçosa; e-mail: claudia.sonaglio@gmail.com

[‡] Universidade Estadual de Mato Grosso do Sul e doutorando em economia – Universidade Federal do Rio Grande do Sul; e-mail: otaviozamberlan@terra.com.br

[§] Universidade Federal de Viçosa e Pesquisador CNPq; e-mail: jelima@ufv.br.

[¶] Universidade Federal de Viçosa e Pesquisador CNPq; e-mail: accampos@ufv.br.

1 Introdução

Nos últimos anos, tem sido intensa a discussão na literatura econômica sobre os efeitos das políticas adotadas pós-plano Real sobre o setor externo da economia brasileira. É inegável que os esforços empregados na estabilização de preços trouxeram benefícios. No entanto, os efeitos da manutenção das elevadas taxas de juros e, por consequência, de taxas de câmbio não competitivas, vem penalizando o setor exportador da economia.

A discussão em torno da chamada Doença Holandesa¹ encontra simpatizantes entre economistas com distintas posições teóricas: por um lado, há aqueles que acreditam que esse processo é um problema para a dinâmica da economia, pois o País estaria sofrendo um processo de desindustrialização; não pelo curso natural de desenvolvimento, como apontado pela literatura econômica, mas sim pela expansão dos setores que se utilizam das rendas ricardianas. Isso provocou uma taxa de câmbio de equilíbrio para o Balanço de Pagamentos não competitiva para os setores de maior valor agregado, a exemplo dos manufaturados. Por outro, estão aqueles que não consideram importantes os efeitos desse processo sobre a estrutura produtiva da economia, defendem as políticas adotadas e tentam mostrar que não há, no País, evidências de perda de participação dos manufaturados no produto da economia, bem como não há a diminuição significativa dos empregos nesse setor.

A desindustrialização não pode ser entendida como um efeito negativo, seja em relação ao crescimento de longo prazo da economia ou em relação ao bem-estar da sociedade (Nassif 2008). Esse fenômeno é uma tendência natural do processo de desenvolvimento econômico e se manifesta com a perda da importância da indústria para o setor de serviços, em termos de emprego e oferta total. Rowthorn & Ramaswamy (1999) resgatam os escritos de Clark, que mostram que países com renda baixa tendem a manter maior participação relativa dos setores primários na oferta da economia e, à medida que o país atinge níveis de renda maiores, essa participação é transferida para o setor industrial e de serviços em estágio mais avançado.

Os autores argumentam, ainda, que a desindustrialização seria causada por fatores internos das economias desenvolvidas, isto é, pelo efeito combinado da interação entre o aumento no padrão da demanda de manufaturados e serviços, o rápido crescimento da produtividade nos manufaturados – quando comparados com os serviços –, e pela queda dos preços dos manufaturados – dado o aumento de produtividade. Assim, como o setor manufatureiro apresenta intenso crescimento de produtividade e utiliza tecnologias poupadoras de mão-de-obra, a redução na participação no emprego total seria uma consequência natural (Rowthorn & Ramaswamy 1999).

No entanto, o processo decorrente na economia brasileira não é provocado pelo avanço natural da mesma, pois, de acordo com Bresser-Pereira (2007), ocorre no País uma “desindustrialização prematura”. Em outras palavras, sucede uma transferência da mão-de-obra para os setores agrícolas, mineradores, agroindustriais e indústrias de baixo valor adicionado *per capita*, o que afetaria a dinâmica de crescimento da economia, por esta não aproveitar os efeitos de transbordamentos da produção industrial em setores mais intensivos em tecnologia. Além disso, Bresser-Pereira (*op. cit*) atribui essa mudança

¹A doença holandesa é uma falha de mercado que se origina na existência de recursos naturais ou humanos baratos e abundantes que mantêm a taxa de câmbio sobre-apreciada por um tempo indeterminado, o que impede a produção de bens de maior valor agregado (Pereira 2007).

à manutenção de políticas que provocam a apreciação da taxa de câmbio e impedem o crescimento dos setores de maior valor agregado; especialmente àquelas para atrair poupança externa. Essas políticas são consequência da crescente necessidade de financiamento para a manutenção do equilíbrio das contas externas no período pós-Real – especialmente frente às crises de 1995, 1997, 1998 –, o que implicou na queima de reservas e na elevação da taxa de juros; isto, segundo Feijó et al. (2005), colocou o País em uma armadilha na qual seu crescimento era limitado para não debilitar as contas externas. O círculo virtuoso esperado com a abertura comercial e financeira e com a estabilidade de preços foi anulado pela necessidade de atrair capitais de curto prazo para manter o equilíbrio e garantir a estabilidade.

Nessa linha de argumentação, em que a especialização em produtos com baixa intensidade tecnológica pode gerar efeitos negativos sobre o desenvolvimento econômico, esse estudo busca analisar, com base em uma análise de painel, se há evidências de um processo de desindustrialização na economia brasileira ao longo do período de 1996 a 2008. Para tal análise, as exportações foram classificadas de acordo com a intensidade tecnológica, em bens de alta, média-alta, média-baixa e baixa intensidade – além dos bens não industriais, seguindo a classificação da OCDE (1987). A escolha do período de análise deve-se à disponibilidade das séries fornecidas pela Secretaria do Comércio do Exterior – SECEX/MDIC, desagregadas por intensidade tecnológica.

O diferencial desse estudo, além de empregar a técnica de painel – que permite a interpretação das exportações por intensidade tecnológica –, difere também pelas escolhas das variáveis incluídas no modelo, como, por exemplo, a taxa de câmbio, defasadas a fim de eliminar o período de rigidez das exportações a mudanças nessa variável (Curva J), bem como as exportações defasadas para adicionar um componente dinâmico na análise. Considera-se ainda, o grau de abertura por intensidade tecnológica, taxa de juros, índice de utilização da capacidade instalada e importações mundiais.

Além dessa introdução, o artigo está estruturado em quatro seções. Na próxima apresenta-se o referencial sobre câmbio, exportações e desindustrialização; na seção três, discute-se o emprego da técnica de painel e o tratamento das variáveis utilizadas. Na quarta seção são discutidos os resultados obtidos e, por fim, apresentam-se as conclusões.

2 Referencial teórico

O nível de taxa de câmbio é um preço chave para os países em desenvolvimento, pois, ao definir a rentabilidade da produção por meio da relação dos preços entre os bens comercializáveis e não-comercializáveis, o câmbio interfere diretamente na definição da viabilidade de setores econômicos que podem alavancar o crescimento da produtividade geral da economia (Gala & Mori 2009). Assim, a manutenção de taxas apreciadas impede a transferência dos trabalhadores para os setores mais dinâmicos, dado que os preços dos bens não-comercializáveis ficam artificialmente elevados, atrasando o processo de *catching-up* – o que conduziria a uma transformação estrutural da economia, elevando a produtividade e gerando desenvolvimento econômico.

De acordo com Davidson(2002)² *apud* Araújo (2009), as oscilações da taxa

²DAVIDSON, P. Financial Markets, Money and the Real World. Northampton, Ma: Edward, 2002.

de câmbio alteram a posição de competitividade do País frente à indústria externa, pois os empresários não conseguem avaliar a lucratividade potencial dos investimentos. Assim, o ambiente de especulação em relação à taxa de câmbio provoca efeitos negativos sobre o comércio e os investimentos das economias abertas. De fato, uma redução da taxa de câmbio afeta as empresas nacionais em duas vias. Uma pela redução das exportações e outra pela entrada dos bens importados, que ficam mais baratos. Desse modo, as flutuações de câmbio afetam o resultado do setor externo, devido às mudanças nos preços relativos dos bens domésticos em relação aos estrangeiros, e influenciam a estrutura produtiva da economia.

A estrutura produtiva de um país determina o seu dinamismo econômico e, dessa forma, condiciona o crescimento de longo prazo. A relação entre a estrutura produtiva e o crescimento econômico pode ser expressa considerando a abordagem de Thirwall (1979) de crescimento com restrição externa, segundo a qual – dado o estado da arte da competitividade externa de um país – os desembolsos com as importações não podem ser, no longo prazo, superiores às divisas geradas por estas. Nesse sentido, o setor exportador ganha relevância na análise do crescimento e, por esse motivo, a especialização na produção de bens de menor intensidade tecnológica seria prejudicial ao desenvolvimento das economias.

Como destaca Nakabashi (2008), a formulação original de Thirwall (1979) foi revista a fim de contemplar os fluxos de capitais, bem como definir o déficit em conta corrente como proporção da renda doméstica. Apesar disso, manteve-se a ideia central de que a taxa de crescimento do produto, ao longo do tempo, precisa respeitar as restrições de balanço de pagamentos, pois esta limita o crescimento da demanda que a oferta poderá atender. Caso o desequilíbrio permaneça, a restrição externa irá impor ajustes.

O dinamismo do setor exportador reflete os setores mais competitivos nas economias e, como destaca Cruz et al. (2007), a alteração na composição das exportações será refletida na dinâmica econômica. Nesse sentido, o setor industrial é defendido como um importante agente de difusão tecnológica, e responsável por gerar economias externas e efeitos de encadeamento sobre os demais setores da economia. Alterações na pauta de exportações – no sentido de minimizar a participação desse setor – trarão efeitos negativos sobre a dinâmica econômica e, conseqüentemente, sobre o desenvolvimento.

2.1 A problemática da desindustrialização na literatura econômica

De acordo com Södersten & Reed (1994), em economias onde um setor de bens transacionáveis cresce a ritmo acelerado – especialmente aqueles que exploram as rendas ricardianas –, haverá um decréscimo em outros setores e, caso esse decréscimo ocorra nas manufaturas, diz-se que a economia está passando por um processo de desindustrialização. O desequilíbrio entre os setores afeta as vantagens comparativas do país, prejudicando a competitividade dos demais setores exportadores e elevando as desvantagens nas indústrias que competem com as importações.

O modelo elaborado por Corden & Neary (1982) aborda os efeitos da desindustrialização em uma pequena economia aberta que contempla três bens: dois comercializáveis, com preços determinados no mercado internacional, e um bem não comercializável, com preço flexível; o modelo trabalha apenas com variáveis reais e não há distorção no mercado de commodities. Os auto-

res desenvolvem um conjunto de análises caracterizadas por diferentes graus de mobilidade intersetorial dos fatores, a fim de analisar os efeitos do crescimento na produção do setor próspero sobre a economia. A questão central é identificar os dois efeitos que ocorrem nessa situação: o efeito de movimento de recursos e o efeito gasto. No primeiro, o crescimento do setor próspero provoca o aumento do produto marginal dos fatores móveis empregados, extraindo recursos de outros setores, o que, por sua vez, desencadeia uma série de ajustes na economia via taxa de câmbio. Já o efeito gasto, ocorre pela elevação da renda real resultante do crescimento do setor de comercializáveis que extrai os recursos abundantes. Essa renda eleva os gastos no setor de não-comercializáveis, o que eleva os preços.

Assim, como destaca Gala (2007), as consequências da doença holandesa na economia podem ser descritas pelo deslocamento dos fatores de produção para o setor “próspero” e o efeito gasto decorrente do aumento na demanda por bens não-comercializáveis. O deslocamento dos fatores para o setor que mostra crescimento acelerado e o aumento da demanda em todos os setores, não apenas nos comercializáveis, acabam por ampliar as importações de bens de maior intensidade tecnológica, – que têm sua produção interna bloqueada –, por não conseguirem competir em termos de rentabilidade. Assim, segundo Gelb(1988)³ *apud* Gala (2007), no final do processo, o setor de não-comercializáveis e o intensivo em recursos abundantes se ampliam, porém, o setor de comercializáveis de maior valor agregado se reduz – o que retarda o desenvolvimento dessa economia, devido à baixa intensidade tecnológica.

Gala (2007) corrobora que a expansão do setor que explora os recursos abundantes na economia causa apreciação cambial por duas vias possíveis: aumento no fluxo de divisas, dado o acréscimo de exportações, e aumento do preço dos bens não-comercializáveis por conta do aumento de demanda interna gerada pelos ganhos de renda.

De acordo com Rowthorn & Ramaswamy (1999), a desindustrialização é um resultado natural do crescimento das economias desenvolvidas e, geralmente, é associado à elevação no padrão de vida. Esse processo caracteriza-se pela redução do número de empregos na indústria de manufaturas, o que espelharia a redução da participação desse setor no total do produto. Contudo, esses autores ressaltam que a diminuição da participação do emprego no setor manufatureiro deriva, principalmente, do elevado aumento da produtividade em relação aos serviços, o que – somado à absorção de tecnologias poupadoras de mão-de-obra, comumente adotadas nas manufaturas devido à possibilidade de padronização –, colabora para refletir a redução do número de empregos, nesse setor, quando comparados aos serviços. Desse modo, os determinantes da desindustrialização nos países desenvolvidos estariam relacionados ao aumento da produtividade, e não à perda de competitividade (Cruz et al. 2007).

Porém, Rowthorn & Ramaswamy (1999), na análise da composição do Produto Interno Bruto (PIB) das economias desenvolvidas, mostram que a participação do setor de manufaturas – avaliados a preços constantes – não registrou mudanças bruscas no período 1970/1994. Os autores destacam, ainda, que a desindustrialização pode se tornar um problema no curso do desenvolvimento econômico em situações onde a perda de representatividade do emprego no

³Gelb, A. H. (1988) Oil windfalls, blessing or curse?, World Bank research publication.

setor de manufaturas acontece, em virtude de choques no sistema – a exemplo de uma apreciação na taxa de câmbio real.

A análise da desindustrialização pela perda de representatividade do emprego industrial na economia, desenvolvida por Cruz et al. (2007), evidencia a perda de participação da indústria de transformação no emprego formal nos segmentos mais dinâmicos e de maior intensidade tecnológica, ao mesmo tempo em que o setor intensivo em recursos naturais ganha participação. Além disso, a análise da composição do emprego no setor de serviços indica um crescimento nas vagas dos segmentos de média e baixa tecnologia, indicando que o processo de desindustrialização ocorrido na economia brasileira não é derivado da trajetória virtuosa do desenvolvimento, pois as mudanças estruturais mostram perda de representatividade dos setores industriais de maior dinamismo, ao passo que os serviços de menor produtividade ganham espaço. Esses resultados corroboram Palma (2005). Segundo o autor, os países latino-americanos não registram um processo de desindustrialização virtuoso e, especialmente no caso do Brasil, as políticas macroeconômicas de abertura comercial e financeira seriam as responsáveis pela perda de representatividade da indústria na economia estar ocorrendo em um ponto de renda *per capita* abaixo do ponto de inflexão no qual ocorreu o processo nos países desenvolvidos.

Exportações e desindustrialização no Brasil

Diante do contínuo processo de apreciação da taxa de câmbio nacional, vários estudos buscam evidenciar os efeitos desse processo sobre as exportações. No estudo de Nassif (2008), o autor analisa se o Brasil sofreu algum processo de desindustrialização, tanto pelo enfoque da literatura econômica de evolução natural, como pela precoce doença holandesa. Segundo as evidências apontadas, a perda de participação da indústria no PIB ocorreu em meados dos anos 1980 em um ambiente de fortíssima estagnação econômica e retração na produtividade do trabalho e, portanto, anterior às reformas estruturais de liberalização e estabilização econômica.

Para Nassif (2008), o período de 1990 a 2006 não pode ser qualificado como desindustrialização, pois, apesar das baixas taxas anuais de crescimento do PIB, a indústria manteve sua participação média anual em torno de 22% no total do produto. Além disso, não se verificou uma realocação dos fatores produtivos para os segmentos que obtêm rendas ricardianas, visto que a participação conjunta das exportações dos produtos intensivos em recursos naturais e trabalho no total exportado registraram decréscimo de 5 pontos percentuais no período de 1989/2005. Contudo, o estudo chama a atenção para os riscos de longo prazo da apreciação do Real que, além de prejudicar a competitividade das exportações, poderia tornar verdadeiro o fenômeno da desindustrialização, em uma perspectiva de longo prazo.

Feijó et al. (2005) corrobora a argumentação de Nassif (2008) em relação ao retrocesso da indústria no PIB ter ocorrido em período anterior à abertura econômica. O processo iniciou-se na década de 1980 diante das crises inflacionárias e se estendeu ao longo da década de 1990, período em que houve a abertura e a sobreapreciação cambial, revertida apenas em 1999, com a maxi-desvalorização do Real. Ao longo desse processo, a relação entre o produto da indústria de transformação e o PIB registrou queda de 12 pontos percentuais em um período de tempo de pouco mais de uma década (passou de 32,1%

em 1986 para 19,7% em 1998), o que configuraria uma desindustrialização no Brasil. Contudo, a indústria manteve uma significativa diversificação, não caracterizando uma perda irreparável na estrutura industrial, pois preservou setores de tecnologias de ponta, tendo capacidade de ampliar a produtividade e as exportações. Os autores consideram o processo ocorrido no País como uma “desindustrialização relativa”, pois, após 1999, a indústria retomou sua expansão com a depreciação cambial e, em 2003, a participação da indústria no PIB representava 23%, o que evidencia a influência do câmbio sobre a dinâmica industrial. No entanto, o câmbio voltou a registrar tendência de apreciação a partir de 2003.

Bresser-Pereira & Marconi (2008), por sua vez, ressaltam que a medida relevante para a análise se há ou não evidências de doença holandesa é o saldo comercial de manufaturados, pois, mesmo que a indústria mantenha sua participação em relação ao PIB, as firmas podem se tornar maquiladoras, dado que a importação dos insumos se torna vantajosa com o câmbio apreciado. Os autores destacam que não há evidências de desindustrialização no País quando se analisa a participação dos manufaturados no total da produção, já que essa participação se manteve constante (em torno de 13% no período 1996/2005). Apesar disso, houve substancial queda da participação dos manufaturados no valor adicionado, sendo que, em 1996, as manufaturas representavam 47,3%, e, em 2005, esse percentual era de 39%. Contudo, não há no Brasil uma desindustrialização galopante e grave como nos países que exploram petróleo, por exemplo, mas sim um processo que limita o desenvolvimento do setor industrial e os benefícios que este agrega à economia.

Fligenspan (2008) analisa as exportações brasileiras no período de 1999 a 2005, e afirma que o câmbio não se manifestou – direta ou indiretamente – como um fator negativo ao desempenho das exportações, pelo menos até 2005. Ele se refere à apreciação do Real que ocorre a partir de 2003. Considerando que o efeito de contratos pré-estabelecidos, por exemplo, pode retardar a influência do câmbio sobre as exportações, é difícil considerar que não haja significância do efeito do câmbio no desempenho competitivo das exportações. O próprio autor sinaliza isso ao afirmar que, se incorporarem informações para o biênio 2006-2007, os resultados poderão apresentar diferenças significativas.

Nakabashi (2008) analisam o comportamento da taxa de câmbio sobre a participação relativa das exportações em cinco segmentos industriais (intensivo em recursos naturais, trabalho, escala, diferenciação e ciência), buscando captar o efeito da apreciação do Real no período 2002/2006. Os autores concluem que o cenário internacional contribuiu para o saldo favorável da balança comercial brasileira, especialmente no segmento de commodities e produtos industriais básicos. Porém, os setores intensivos em mão-de-obra, que dependem de preços baixos para serem competitivos, vêm perdendo participação na pauta de exportação, dada a apreciação cambial e a manutenção de políticas de juros elevados. Nos termos dos autores, “...o crescimento da demanda mundial de commodities agrícolas está gerando um efeito *crowding-out* das exportações do segmento intensivo em trabalho” (Nakabashi 2008).

Lacerda & Nogueira (2008) discutem as evidências da desindustrialização na economia brasileira via apreciação do câmbio, no período de 2004/2007. Os resultados apontam que, mesmo diante do saldo positivo da balança comercial do País – impulsionado pelo preço internacional das commodities –, as exportações vêm crescendo a taxas inferiores ao crescimento das importa-

ções. Em relação à participação dos manufaturados na pauta de exportação brasileira, houve, no período de 2000 a 2007, uma redução de 8 pontos percentuais na participação relativa, ao passo que os produtos básicos aumentaram sua participação em 10 pontos percentuais. De acordo com os autores, os dados acima indicam que a economia, no período, registrou uma tendência a “reprimarização” da pauta de exportação.

Jank (2008) discutem a apreciação cambial e o desempenho das exportações, a fim de identificar os possíveis sintomas de doença holandesa. Os autores analisaram a estrutura, a concentração e a rentabilidade das exportações e concluíram que a estrutura das exportações não sofreu modificação significativa nos últimos anos – apesar da crescente participação das commodities na pauta. A inserção internacional, calculada pelo Índice Balassa, indicou a manutenção de vantagens comparativas em commodities e uma tendência de queda nos produtos diferenciados. Segundo os autores, embora isso seja independente das flutuações cambiais, a apreciação do câmbio pode acentuar o padrão de especialização. Além disso, a rentabilidade das exportações tem caído com a apreciação cambial – fato que pode explicar a queda no quantum exportado, especialmente nas manufaturas –, porém, fatores como a capacidade utilizada próximo ao limite de produção, o crescimento do mercado interno e os “custos da doença brasileira” parecem justificar essa redução. Para os autores, então, não há evidências de um processo de desindustrialização generalizada, embora estes façam a ressalva de que “um processo de apreciação contínua da taxa de câmbio efetiva real poderia comprometer o esforço exportador de diversos setores que não conseguem se estruturar para enfrentar a concorrência externa” (Jank 2008).

Os impactos da apreciação cambial sobre a estrutura produtiva da economia residem na especialização em atividades de baixo valor agregado e com baixa elasticidade-renda das exportações. Em economias com estruturas produtivas diversificadas, a maior participação da indústria no PIB implica em uma elasticidade-renda das exportações elevadas e uma elasticidade-renda das importações mais baixas, obtendo, assim, uma taxa de crescimento compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos mais elevada. No entanto, o estudo de Carvalho & Lima (2009) indica que a economia nacional, desde 1994, registrou crescimento na elasticidade-renda das importações, afetando a contribuição do lado comercial, isto é, a razão entre as elasticidades-renda das exportações e das importações no crescimento compatível com o equilíbrio externo. Os autores indicam que o lado comercial contribuiu para o crescimento equilibrado em 1,3% no período 1994/2004, contra aproximadamente 7% no período 1931-1993, o que indica uma perda no dinamismo do crescimento brasileiro.

Discute-se, ainda, que a apreciação da taxa de câmbio poderia incentivar a importação dos bens de capital e, por meio da modernização, ampliar a competitividade da indústria. Porém, ao se analisar a taxa de investimento, percebe-se que no período pós-Real a relação de formação bruta de capital fixo/PIB registrou queda de aproximadamente 3 pontos percentuais. Este resultado foi obtido mesmo diante da ausência de controle de fluxos de capitais, que poderiam impor limite de permanência, e sobre as remessas de lucros aos investimentos externos diretos (IED's) que, por sua vez, são considerados importantes para a modernização tecnológica das indústrias.

Os estudos supracitados, de forma geral, apontam em suas considerações uma tendência de retração do setor industrial frente à apreciação do câm-

bio e mudanças na pauta de exportações. Frente a isso, os resultados desse estudo – que visa analisar o comportamento das exportações brasileiras por intensidade tecnológica –, podem corroborar a existência de uma trajetória de desindustrialização na economia brasileira, especialmente por contemplar o período recente de apreciação cambial (pós-2003).

3 Metodologia

3.1 Procedimentos econométricos para dados em painel

Como método de análise, utilizou-se dados em painel; técnica que constitui de uma combinação de corte transversal com séries de tempo. Assim, um painel tem duas dimensões de variação dos dados, uma espacial e outra temporal. Entre as vantagens do uso dessa técnica estão: a capacidade de captar a heterogeneidade entre as unidades, o aumento da eficiência das estimativas, além de permitir captar a dinâmica do comportamento das unidades. Contudo, torna-se necessário atentar para os problemas de autocorrelação e correlação cruzada – entre as unidades individuais no mesmo momento de tempo –, além da heterocedasticidade.

A especificação de um modelo de dados em painel consiste em:

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que: α_i é um componente fixo que capta a heterogeneidade entre as unidades de análise, que, nesse estudo, são as exportações classificadas por intensidades tecnológicas e, o subscrito i , sugere que os interceptos podem ser diferentes em cada unidade; X_{it} representa o conjunto de variáveis explicativas; e ε_{it} é o termo de erro [$\varepsilon_i \sim \text{iid}(0, \sigma_\varepsilon^2)$].

O objetivo dos dados em painel é obter os estimadores consistentes de β com propriedades desejadas de eficiência, sendo as suposições feitas sobre a correlação entre os termos aleatórios e os regressores, o que determina a forma de estimação não tendenciosa dos parâmetros. Dois modelos básicos derivam do modelo (1), um de efeito fixo (EF), quando se supõe que os efeitos individuais α_i podem ser correlacionados com algum regressor de X_{it} e que a correta estimação dos modelos de efeitos fixos requer o controle dessa correlação. A estimação por EF não permite estimativas de características que não variam ao longo do tempo (cor, raça, topografia etc.).

Considerando um contexto de ortogonalidade entre efeitos fixos e os regressores e ausência de correlação entre os regressores e o termo de erro aleatório $E(\varepsilon_{it}, X_{it}) = 0$, as estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados com variáveis *dummy* para cada i (LSDV) fornecerão estimadores consistentes. Supondo apenas a segunda proposição, os estimadores de LSDV serão consistentes; os efeitos fixos podem ser estimados também de forma consistente por MQO, quando considerado $E(\alpha_i, X_{it}) \neq 0$ utilizando as variáveis em diferenças (FD-OLS), o que elimina os efeitos individuais.

O outro modelo que deriva de (1) é o modelo de efeitos aleatórios (EA), quando se assume α_i como variável aleatória e não correlacionada com as variáveis explicativas. Formalmente:

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

$$Y_{it} = X_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

Em que: $\mu_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$

$\mu_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$, com $\varepsilon_i \sim \text{iid}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ e $u_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma_u^2)$;

O intercepto representa o valor médio (fixo) comum para todos os interceptos das unidades da amostra, e o erro representa o desvio do intercepto individual de seu valor médio, ou seja, as diferenças no intercepto de cada unidade se refletem no termo de erro, como verificado em μ_{it} , que é o termo de erro composto; no caso do modelo de efeito aleatório é possível obter estimativas para as características invariantes no tempo.

Assim, supondo $E(\alpha_i, X_{it}) = 0$ e $E(\mu_{it}, X_{it}) \neq 0$, os métodos de estimação por MQO, LSDV ou FD-OLS não são consistentes, devendo-se utilizar os métodos de variáveis instrumentais (IV) ou Momentos Generalizados (GMM) para a estimação não tendenciosa dos β .

Nesse estudo, será estimado um modelo de efeitos fixos (EF) para captar as diferenças entre as intensidades tecnológicas (it) na pauta de exportação brasileira de bens industriais e não industriais, dado que não há aleatoriedade na escolha dos *cross-section*, o modelo de efeitos aleatórios (EA) não se aplica.

O modelo estimado considera a seguinte especificação:

$$\ln Exp_{it} = \alpha_i + \delta_i \ln Tc + \beta_1 \ln Tj + \beta_2 \ln Ci_{t-3} + \beta_3 \ln Iw_{t-3} + \beta_4 \ln Gab + \beta_5 \ln TC_{t-3} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

em que: $\ln Exp_{it}$ é a variável dependente e representa as diferentes intensidades tecnológicas nas exportações brasileiras, sendo que i varia de 1 a 5 de acordo com a intensidade tecnológica das exportações; α_i representa os efeitos fixos de cada (it); $\delta_i \ln Tc$ representa o coeficiente da taxa de câmbio para cada unidade analisada; $\beta_1 \ln Tj$ é o coeficiente da taxa de juros. Em relação a esses coeficientes, não é feita nenhuma pressuposição em relação ao sinal esperado, podendo os efeitos fixos (α_i) responderem positiva ou negativamente em cada it , bem como os coeficientes de taxa de câmbio (δ_i), juros (β_1). $\ln Ci$ representa a utilização da capacidade instalada, como uma medida da atividade econômica (β_2); $\ln Iw$ diz respeito às importações mundiais, utilizada para captar a mudança no cenário externo, indicando aumento ou retração da demanda, nesse caso se espera $\beta_3 > 0$; e, $\ln GAB$ representa o grau de abertura⁴ da economia brasileira, utilizado como um indicador da participação do comércio de cada (it) na economia nacional e caracteriza a inserção do País no mercado internacional, sendo esperado $\beta_4 > 0$, dado que, uma maior inserção externa implica em aumento nas exportações. E, para o termo de câmbio defasado, $\ln TC_{t-3}$, seguirá a mesma consideração do termo no tempo corrente para cada it , no que tange ao sinal esperado.

A escolha das variáveis para os modelos estimados segue a literatura técnica, pois as variáveis explicativas utilizadas na maioria dos estudos sobre o comportamento das exportações consistem na taxa de câmbio real, em uma proxy para o nível de renda mundial, que, nesse estudo, é o nível de importações mundiais, e em um indicador do nível de atividade doméstica, aqui

⁴O grau de abertura da economia foi calculado considerando as séries de exportações e importações por intensidade tecnológica (it), além do PIB, pela fórmula $GA = X + M/PIB$ – esse indicador mede o peso das relações comerciais de cada it na economia do País.

representado pelo grau de utilização da capacidade instalada. O presente estudo inclui, ainda, as variáveis para captar a inserção internacional de cada segmento (grau de abertura), taxa de juro, pois, de acordo com Nakabashi (2008), este tem efeitos sobre a estrutura produtiva ao determinar os custos dos investimentos. Além disso, a inclusão da taxa de câmbio defasada visa eliminar os efeitos da Curva J.

Painéis dinâmicos

A inclusão da variável dependente defasada como regressor atribuiu ao modelo de dados em painel um caráter dinâmico e demanda atenção quanto ao método de estimação, em virtude da correlação entre o termo defasado e os erros da equação, correlação esta que gera parâmetros inconsistentes quando estimados por MQO. Um modelo dinâmico pode ser expresso por:

$$Y_{it} = \gamma Y_{it-1} + X_{it}\beta_1 + X_{it-1}\beta_2 + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

em que: α_i é um componente fixo; ε_{it} é o termo de erro; X_{it} representa o conjunto de variáveis explicativas; e X_{it-1} representa os valores defasados dos variáveis explicativas – vale ressaltar que a inclusão destas não implica em problemas de correlação com o termo de erro no período t –; Y_{it-1} é o termo defasado da variável dependente que apresenta correlação por construção com o termo de erro no período corrente. O parâmetro γ necessita de instrumentos para ser estimado corretamente e, desse modo, a estimação consistente dos modelos dinâmicos pode ser obtida por variáveis instrumentais (IV) ou por Método dos Momentos Generalizados.

O método de IV, proposto por Anderson (1982)⁵ *apud* Greene (2008), propõe uma abordagem baseada em diferença:

$$\Delta Y_{it} = (\Delta X_{it})'\beta_1 + \gamma(\Delta Y_{it-1}) + \delta(\Delta X_{it-1}) + \Delta \varepsilon_{it} \quad (5)$$

em que: Δ é o operador de diferenças. Nesse modelo, as características invariantes no tempo não são estimadas; embora os estimadores sejam consistentes, estes não possuem as propriedades desejadas de eficiência, dado que não consideram a autocorrelação e a heterocedasticidade.

Outra abordagem, proposta por Arellano(1991)⁶ *apud* Greene (2008), consiste em utilizar GMM, em que, a partir de (4), é possível chegar a:

$$Y_{it} = \gamma \Delta Y_{it-1} + \beta_1 \Delta X_{it} + \beta_2 \Delta X_{it-1} + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}, \quad (6)$$

sendo que, nessa equação, o efeito fixo é eliminado e introduz-se a autocorrelação de primeira ordem. Os autores sugerem um procedimento em dois estágios para estimar a equação (6), sendo o primeiro estágio dado por:

$$\beta^{1^{\circ} \text{estagio}} = (\Delta X'Z A_N Z' \Delta X)^{-1} \Delta X'Z A_N Z' \Delta Y,$$

em que Z é uma matriz com um conjunto de instrumentos para os quais se assumem instrumentos estritamente exógenos ou predeterminados. O segundo

⁵Anderson, T.W. and C. Hsiao, (1982), "Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel Data", *Journal of Econometrics*, Vol. 18, pp. 47-82.

⁶Arellano, M., and S. R. Bond (1991), "Some Specification Tests for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies* 58, 277-298.

estágio consiste em obter uma estimativa utilizando a matriz de variância e covariâncias (V) construída a partir dos resíduos do primeiro estágio, assim tem-se:

$$\beta^{2^0 \text{estagio}} = (\Delta X' Z V^{-1} Z' \Delta X)^{-1} \Delta X' Z V^{-1} Z' \Delta Y.$$

Existem 3 (três) tipos de estimativas de desvios padrões dos estimadores, sendo estimadores de primeiro estágio, robusto e de segundo estágio, em que os três são equivalentes assintoticamente na ausência de heterocedasticidade e correlação cruzada dos erros.

O modelo dinâmico estimado é especificado da seguinte forma:

$$\ln Exp_{it} = \beta_1 \ln Exp_{it-3} + \beta_2 \ln Tc + \beta_3 \ln Tc_{t-3} + \beta_4 \ln Tj_t + \beta_5 \ln CI_{t-3} + \beta_6 \ln Iw_{t-3} + \beta_7 \ln Gab + \varepsilon_{it}, \quad (7)$$

em que as variáveis são as mesmas descritas anteriormente, porém com a inclusão do termo defasado da variável dependente como regressor, e as variáveis explicativas defasadas em 1 trimestre para eliminar a rigidez de resposta das exportações – exceto para taxa de juros e grau de abertura⁷.

Vale destacar que, nesse estudo, a ênfase é nas características de painel longo, visto que trabalhou-se com 5 *cross-section* e 156 observações; assim, a preocupação maior nas estimatições se concentra sob a estrutura de erros do modelo. Dado que $T \rightarrow \infty$, será suposta que a estrutura de variância e covariância do modelo é heterocedástica no período para um dado *cross-section*, porém, considera-se uma ausência de correlação entre as diferentes unidades [$E(\varepsilon_{is}, \varepsilon_{jt} | X_i) = 0$]. A especificação envolve covariâncias entre períodos para um dado *cross-section*, de modo que, na estimativa, são empregados os resíduos do primeiro estágio para estimar a matriz Ω que pondera a estimação de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG).

3.2 Testes de raiz unitária para dados em painel

Na presença de séries não estacionárias, as estimativas são espúrias devido ao comportamento de longo prazo das séries. Os testes de raiz unitária, no caso de dados em painel, são similares aos aplicados a uma única série, considerando:

$$Y_{it} = \rho Y_{it-1} + X_{it} \beta_1 + \varepsilon_{it}, \quad (8)$$

em que: X_{it} representa as variáveis exógenas do modelo, incluindo qualquer efeito fixo ou tendência individual, ρ_i são os coeficientes autorregressivos e ε_{it} é o termo de erro iid. Se $|\rho_i| < 1$, Y_i é dito fracamente exógeno e, se $\rho_i = 1$, diz-se que a série tem raiz unitária.

A literatura apresenta um conjunto de testes que pressupõe parâmetros comuns entre os *cross-sections*, $\rho_i = \rho$, para todo i , entre eles: Levin, Lin e Chu (LLC), Breitung e Hadri. Por outro lado, os testes de Im, Pesaran e Shin (IPS), Fischer-ADF e Fischer-PP, consideram que os parâmetros ρ_i podem variar livremente entre os *cross-section*. No Quadro 1 é apresentada uma síntese das hipóteses desses testes.

⁷A extensão da defasagem foi escolhida com base na significância dos parâmetros e nos critérios de informação (Akaike e Schwarz) para os lags de 3, 6, 9 e 12 meses, sendo que o menor critério foi obtido para o modelo com 3 defasagens.

Tabela 1: Características dos testes de raiz unitária para dados em painel

Testes	LLC	Breitung	Hadri	IPS	Fischer-ADF	Fischer-PP
H ₀	Presença de raiz unitária	Presença de raiz unitária	Ausência de raiz unitária	Presença de raiz unitária	Presença de raiz unitária	Presença de raiz unitária
H ₁	Ausência de raiz unitária	Ausência de raiz unitária	Presença de raiz unitária	Pelo menos 1 <i>cross-section</i> sem raiz unitária	Pelo menos 1 <i>cross-section</i> sem raiz unitária	Pelo menos 1 <i>i</i> sem raiz unitária
Componentes Determinísticos Possíveis	Nenhuma variável exógena, efeitos fixos e efeito individual e tendência.	Nenhuma variável exógena, efeitos fixos e efeito individual e tendência.	Efeitos fixos e efeito individual e tendência.	Efeitos fixos e efeito individual e tendência.	Nenhuma variável exógena, efeitos fixos e efeito individual e tendência.	Nenhuma variável exógena, efeitos fixos e efeito individual e tendência.
método de autocorrelação	lags	Lags	Kernel	Lags	Lags	Kernel

Fonte: Elaborado com base no manual do usuário Eviews 6 e Baltagi (2005, cap.12).

3.3 Fonte de dados e variáveis empregadas

Nesse estudo, utilizou-se a série de dados mensais no período de 1996 a 2008 – obtida junto ao IPEADATA – referente às variáveis de taxa de câmbio real efetiva IPA-IT exportações manufaturados, índice com base em 2000, taxa de juros – Over/Selic (descontada o IPCA) , utilizada como *proxy* para a taxa de juros, importações mundiais (índice de preços), utilizadas como *proxy* para captar as variações na demanda internacional, e índice de utilização da capacidade instalada da indústria.

Os dados de PIB, em milhões de dólares, foram obtidos junto ao BACEN, e os valores referentes às exportações e importações por intensidade tecnológica são fornecidos pela Secretaria de Comércio Exterior (SECEX/MDIC) em milhões de dólares FOB, a preços de 2000. Com base nos dados de exportação, importação e PIB foi calculado o grau de abertura da economia brasileira, conforme referenciado na literatura.

Os dados contemplam 5 unidades de análise (*cross-section*) , sendo que quatro delas dizem respeito às exportações de produtos industriais, divididos em quatro intensidades tecnológicas (*it*), a saber: média, média-alta, média e baixa tecnologia. Por sua vez, a outra unidade contempla as exportações de bens não industrializados. Vale ressaltar que os dados são divulgados desmembrados por intensidade tecnológica e contemplam o total das exportações brasileiras. O período foi delimitado pela disponibilidade dos dados desagregados por intensidade tecnológica, como comentado anteriormente. Devido à ausência de dados desagregados referentes às importações mundiais, não é possível captar o volume de importações mundiais de cada unidade em análise (*it*).

Destaca-se que os dados de exportação – variável dependente desse estudo – serão incluídos com defasagem como regressor, nas estimações de painel dinâmico, bem como são considerados defasagens nas variáveis: taxa de câmbio, capacidade utilizada e importações mundiais a fim de eliminar a rigidez de resposta das exportações às variações dessas. Serão utilizados os valores logaritimizados das séries para se obter as elasticidades.

4 Evidências da trajetória de desindustrialização na economia brasileira

A literatura econômica discute amplamente a estreita relação entre câmbio e desempenho das exportações. Além da taxa de câmbio, que afeta os preços relativos dos bens, outros fatores, como preços e renda externa, afetam as exportações em diferentes segmentos.

Assim, setores que competem via preço, geralmente intensivos em recursos naturais e trabalho, respondem de forma mais veemente às variações de taxa de câmbio e, por outro lado, os setores intensivos em tecnologia competem via diferenciação. Diante disso, se a apreciação cambial registrada nos últimos anos na economia brasileira estivesse afetando negativamente o desempenho das exportações de alguns setores, seria esperado que os setores que competem via preço fossem os primeiros a apontarem os efeitos negativos dessa política de sobreapreciação. No entanto, torna-se necessário atentar para o crescimento das exportações alavancadas pela demanda internacional que ocorreu concomitante a esse processo, bem como para a reversão do cenário otimista para alguns segmentos, a partir da crise financeira internacional.

Mesmo que de forma simples, a análise gráfica das séries das exportações apresentadas pela SECEX/MDIC, classificadas por intensidades tecnológicas, fornecem argumentos para a discussão proposta.

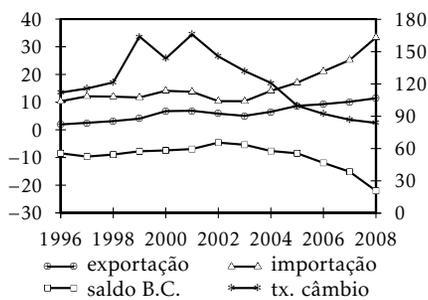
No que tange à participação de cada intensidade tecnológica no total exportado, observa-se no item (f), na Figura 1, que os bens industriais de alta tecnologia representavam cerca de 12% no total exportado no ano 2000 e passam a representar algo em torno de 6% em 2007; os bens industriais de média-alta e de média-baixa tecnologia mantêm sua participação ao longo do tempo em torno de aproximadamente 23% e 19%, respectivamente. Para os bens de baixa tecnologia, tem-se uma trajetória descendente ao longo do tempo, sendo que, em 1996, esse segmento representava cerca de 35% do total das exportações e, em 2007, registrou queda de 9 pontos percentuais. Essa tendência de queda poderia ser explicada pela questão cambial, já que este é um setor que compete via preço no mercado internacional.

Os bens não industriais, por sua vez, aumentaram em 12 pontos percentuais sua participação no total das exportações, sendo que, em 1996, registravam participação de 16,4% e, em 2008, representaram 28,3% do total exportado. Esse aumento corrobora a discussão de que o Brasil pode estar sofrendo um problema de “reprimarização” das suas exportações, o que poderia culminar na perda de dinamismo do setor externo. Este, por sua vez, afetaria a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos, nos termos da Lei de Thiriwall, segundo a qual uma maior participação da indústria no PIB, e, conseqüentemente, nas exportações, implica em uma elasticidade renda das exportações mais elevada e uma elasticidade renda das importações mais baixa.

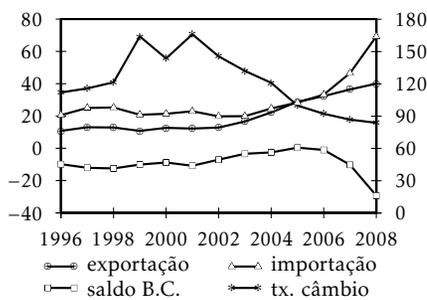
Ao se observar o comportamento das séries de exportações, percebe-se uma crescente participação de bens não industriais na pauta de exportações brasileiras, somado à perda de participação de bens de alta tecnologia da ordem de 6 pontos percentuais, no período 2000/2007. Isto poderia indicar que a taxa de câmbio não é competitiva para os setores de maior valor agregado, apontando a existência de um processo de “doença holandesa” na economia brasileira, dado que a indústria nacional tem uma forte associação entre a taxa de câmbio e a dinâmica da indústria – segundo Feijó et al. (2005).

Os testes de raiz unitária aplicados nas séries logaritmizadas mostram que as séries são estacionárias em nível, como pode ser observado no Apêndice A. Vale ressaltar que os testes de raiz unitária, em dados em painel, têm recebido críticas na literatura especializada e, em alguns casos – como pode ser observado na tabela 1 –, os resultados são contraditórios. Isto pode ser justificado pelo fato de que cada teste é apropriadamente construído para um determinado tipo de painel (curto ou longo). Porém, os testes de raiz unitária em dados em painel são mais robustos que os testes aplicados de forma individual a cada série (Baltagi 2005). Contudo, o estudo de Marques (2000) defende que para painéis longos é possível a utilização dos testes ADF, em um enquadramento típico de séries de tempo, sem perda de poder do teste, ou, preferencialmente, o ADF-PP.

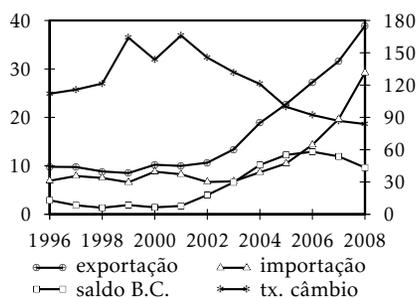
Nas tabelas 1 e 2 são apresentados os resultados dos modelos estimados, com painel estático e dinâmico de efeitos fixos para os diferentes grupos de intensidade tecnológica das exportações brasileiras para o período 1996/2008. Para ambos os modelos, a variável dependente é o logaritmo das exportações por (*it*). O modelo estático foi estimado por Mínimos Quadrados em 2 estágios (MQ2E) com correção para heterocedasticidade e autocorrelação – como



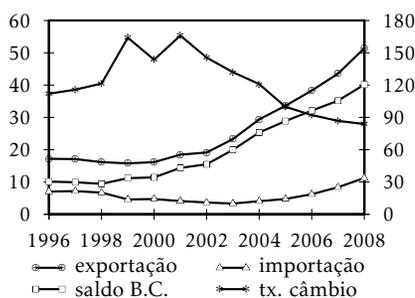
(a) Bens industriais de alta tecnologia



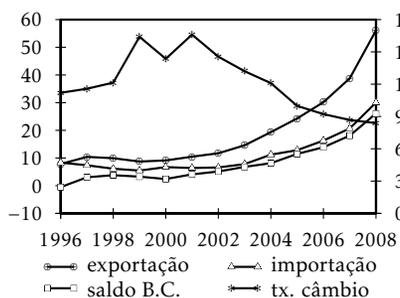
(b) Bens industriais de média alta tecnologia



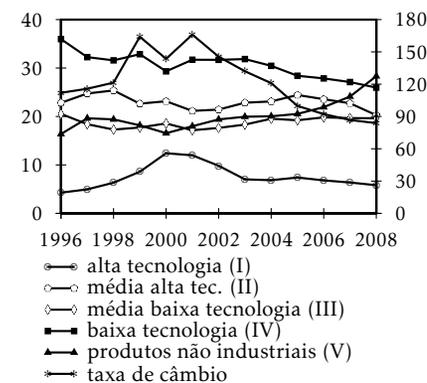
(c) Bens industriais de média baixa tecnologia



(d) Bens industriais de baixa tecnologia



(e) Bens não industriais



(f) Participação % no total exportado por intensidade de tecnologia

Fonte: Fonte: elaborada pelo(s) autor(es) com base nos dados do SECEX/MDIC e IPEADATA.

Notas: Os valores no eixo principal estão expressos em bilhões de dólares, medidos a preços de 2000; Os valores no eixo secundário referem-se à taxa de câmbio real efetiva IPA-IT exportações manufaturados, índice com base em 2000.

Figura 1: Séries de Importação, Exportação, Saldo de Balança e Taxa de Câmbio por intensidade tecnológica dos produtos industriais e não industriais

descrito na metodologia em que foram incluídas as variáveis exógenas defasadas em 1 trimestre, a fim de eliminar a rigidez de resposta das exportações às variações na capacidade utilizada, importações mundiais e taxa de câmbio. Os resultados podem ser observados na tabela 1.

Os coeficientes são significativos em nível de 1% pela estatística t, exceto o parâmetro referente à taxa de juros, que é significativo estatisticamente em nível de 5%. Os sinais estão de acordo com a predição teórica discutida anteriormente. Destaca-se que os coeficientes da taxa de câmbio registram sinais negativos para o tempo corrente em todos os segmentos, indicando que a apreciação cambial estimularia as exportações em todas as intensidades tecnológicas – o que seria contrário ao esperado. Assim, para os bens industriais de alta intensidade tecnológica, o aumento de 1% na taxa de câmbio (depreciação) diminui as exportações em cerca de 2,53%. Esse fenômeno é conhecido como efeito de Curva J, sendo que, após uma depreciação do câmbio, haveria uma piora dos saldos comerciais.⁸ Do mesmo modo, para os bens industriais de média-alta, média e baixa tecnologia, bem como para os bens não industriais, um aumento equivalente reduz as exportações em 3,02%, 2,89%, 2,83% e 3,02%, respectivamente. O fato de o segmento de alta intensidade tecnológica reagir com menor intensidade do que os demais grupos analisados pode ser justificado pela existência de contratos e pelo fato desses produtos competirem por diferenciação no mercado, existindo outros fatores, além dos preços, que interferem na exportação.

De acordo com Krugman & Obstfeld (2001), após a depreciação/apreciação, os valores de importação e exportação ainda refletem os contratos já estipulados com base na antiga taxa de câmbio real. Além da existência dos contratos de câmbio, a persistência de hábitos e costumes e a defasagem na tomada de decisão dos agentes são citadas como causas da rigidez. Diante disso, foi incluído o termo defasado de câmbio para captar o efeito sobre as exportações, sendo que estas aumentariam em 1,60% com a depreciação cambial de 1%, refletindo a condição de Marshall-Lerner. Os coeficientes de câmbio mostram que as exportações brasileiras reagem ao câmbio e que uma apreciação poderia impactar negativamente nos segmentos analisados.

Nakabashi (2008) mostram que variações no câmbio afetam de forma diferente os setores intensivos em trabalho, escala, diferenciação e ciência. Os autores realizam as regressões individuais para cada segmento, analisando as taxas de crescimento – o que pode justificar os diferentes resultados apresentados nesse estudo. Na avaliação dos autores, para o primeiro segmento, o coeficiente de câmbio é aproximadamente zero, o que não seria esperado, pois é um segmento que compete via preços. Os bens baseados em escala são negativamente afetados por uma apreciação e os intensivos em diferenciação não registram efeitos negativos do câmbio. Os bens intensivos em recursos naturais respondem com um aumento das exportações diante da apreciação do câmbio, o que é justificado pelo aumento na demanda internacional de commodities, que, nesse caso, alteraria o efeito do câmbio. Jank (2008) corrobora esse resultado ao afirmar que o aumento no preço das commodities tem registrado crescimento médio anual de aproximadamente 10% desde 2002. Os autores argumentam, ainda, que se o câmbio apreciado não tem gerado

⁸Ressalta-se que a variável dependente deste estudo refere-se às exportações e não a razão entre exportações e importações como geralmente utilizado para a estimação dos efeitos de Curva J, contudo o efeito do câmbio sobre as exportações pode ser explicado desta forma.

Tabela 2: Modelo de Efeitos Fixos (sem dinâmica)

Variáveis	Coefficientes
Constante	9,136517* [1,636671]
LOGCI (-3)	-0,223515 [0,261817]
LOGIW (-3)	-0,211839* [0,080806]
LOGTC (-3)	1,602710* [0,575763]
LOGTJ	-0,067799** [0,027532]
LOGGAB	1,005368* [0,126211]
LOGTC_IT(1)	-2,531559* [0,491952]
LOGTC_IT(2)	-3,020524* [0,529218]
LOGTC_IT(3)	-2,894804* [0,558558]
LOGTC_IT(4)	-2,830848* [0,521288]
LOGTC_IT(5)	-3,029846* [0,576911]
Efeitos fixos por <i>it</i> já adicionados da constante:	
IT(1)	-2,183820
IT(2)	0,509923
IT(3)	0,321859
IT(4)	0,311006
IT(5)	1,041033
Número de observações	153
Unidade de análise <i>cross section</i>	5
Total de observações	765
R ²	0,891154
R ² ajustado	0,889122
SQRegr	0,235393
SQRes	41,44752
DW	0,465579
IR	15,000

Lista de instrumentos: c logci(-2) logiw(-1) logtj(-1)
logtc(-2) loggab(-1) logci(-1) @cxinst logtc(-2)

Period (PCSE) standard errors & covariance

Método: Pool IV/ Mínimos Quadrados – 2 estágios.

Fonte: Elaborada pelos autores, resultados da pesquisa.

Os valores entre [] correspondem aos erros-padrão.

* significativo ao nível de 1%; ** significativo ao nível de 5%

efeitos negativos de forma generalizada sobre o comércio exterior, este vem sofrendo com os custos da falta de infraestrutura, elevada tributação e com um ambiente de negócios que necessita ser aprimorado para reduzir os entraves burocráticos e institucionais no processo de exportação, que, por sua vez, implicam na rigidez da resposta das exportações.

As exportações se reduzem em cerca de 0,06% com o aumento de 1% na taxa de juros, reforçando o argumento em relação aos efeitos negativos da manutenção de taxas elevadas de juros sobre as exportações, além de afetar a taxa de câmbio no sentido de uma apreciação, dado o fluxo de capitais na economia. Juros elevados afetam as decisões de investimento, reduzindo a competitividade das exportações daqueles segmentos que não conseguem captar recursos a taxas menores no mercado externo – conforme discutido por Nakabashi *et al.* (*op. cit.*).

O coeficiente de grau de utilização da capacidade instalada – introduzido como proxy para a demanda interna – registra coeficiente de $-0,22$, afetando negativamente as exportações. Isto pode estar associado ao nível de investimento da economia, pois, com o aquecimento da demanda interna, não há capacidade para atender as exportações. Contudo, o mercado interno é uma alternativa às empresas diante da redução da rentabilidade das exportações, em virtude do câmbio apreciado; embora essa apreciação provoque o aumento da competição com os produtos importados que, nessa situação, ficam favorecidos.

Os efeitos fixos estimados para cada *cross-section* indicam a heterogeneidade de cada intensidade tecnológica não captada pelas demais variáveis inseridas no modelo, como, por exemplo, àqueles discutidos acima apresentados por Jank (2008). Observa-se que para os bens industriais de alta tecnologia o efeito estimado é negativo, indicando uma diminuição das exportações nesse segmento, corroborando a análise gráfica apresentada anteriormente. Os demais setores mantêm efeitos médios positivos e próximos de 0,5 para bens de média-alta intensidade, 0,32 para os bens de média tecnologia, 0,31 para os bens industriais de baixa intensidade tecnológica e cerca de 1,0 para os bens não industriais.

No modelo com dinâmica (tabela 2), os sinais dos coeficientes seguem a tendência do modelo estático e são estatisticamente significativos em nível de 1%; porém, na estimação por GMM, o coeficiente da variável grau de abertura não é estatisticamente diferente de zero.

Analisando o comportamento das exportações nesse modelo, observa-se que as exportações defasadas influenciam positivamente as exportações no tempo corrente em aproximadamente 0,92%. Isso corrobora a indicação de que, após feita a inserção no mercado internacional, existe uma tendência de crescimento da demanda por exportações e a ampliação do comércio. Porém, para os setores que competem via preço, essa tendência pode vir a ser revertida pela ação negativa do câmbio apreciado sobre as exportações.

Da mesma forma que no modelo estático, a resposta das exportações às variações na taxa de câmbio mostra sinal negativo para o coeficiente no tempo corrente, indicando que a depreciação cambial de 1% reduz as exportações em 1,24%, reforçando a existência do efeito de Curva J; porém, o coeficiente de defasado indica que o aumento no câmbio elevaria as exportações em 1,42%.

O coeficiente referente à taxa de juros indica um impacto negativo nas exportações de 0,11%, diante de um aumento na taxa de juros de 1%. Em relação às importações mundiais, o coeficiente estimado no modelo dinâmico é muito

Tabela 3: Modelo dinâmico de Efeitos Fixos

Variáveis	Coefficientes
Constante	6,953853* [0,253744]
LOGEXP (-3)	0,922012* [0,072248]
LOGIW (-3)	0,204043* [0,034977]
LOGCI (-3)	-4,080949* [0,221380]
LOGTC (-3)	1,421725* [0,359524]
LOGGAB	0,105951* [0,100155]
LOGTC	-1,245275* [0,228752]
LOGTJ	-0,116767* [0,021024]
Efeitos Fixos por (it) já adicionados da constante	
IT(1)	-0,031457
IT(2)	-0,066307
IT(3)	0,025476
IT(4)	0,035645
IT(5)	0,036644
Amostra ajustada	1998-04/2008-12
Unidade de análise <i>cross section</i>	5
Total de Observações	765
R ²	0,939709
SQRegr	0,075450
SQRes	4,201242
DW	0,816047
IRank	13,000000
J- Statística	56,88008
Lista de instrumentos: C LOGEXP(-2) LOGTC(-2) LOGTC(-1) LOGTJ(-1) LOGIW(-2) LOGGAB(-1) LOGIW(-1) LOGTJ(-2)	
Period (PCSE) standard errors & covariance	

Método: Momentos generalizados – GMM

Fonte: Elaborada pelos autores, resultados da pesquisa.

Os valores entre [] correspondem aos erros-padrão.

* significativo ao nível de 1%.

próximo daquele estimado no modelo anterior, indicando que o aumento de 1% nesta variável elevaria as exportações em 0,20%.

A variável de grau de utilização da capacidade mostra que a elevação de 1% nesta reduziria as exportações em 4,08%, reforçando a discussão anterior. Os efeitos fixos estimados no modelo dinâmico, por sua vez, indicam valores muito próximos de zero para todos os segmentos, indicando sinal negativo para os bens de alta e média-alta intensidade tecnológica.

5 Conclusões

O presente estudo buscou analisar, com base em uma análise de painel, se há evidências de um processo de desindustrialização na economia brasileira ao longo do período de 1996 a 2008.

A análise gráfica das séries de exportações por intensidade tecnológica aponta uma tendência de reprimarização da pauta de exportações com elevação de 12 pontos percentuais na participação dos bens não industriais no total exportado pelo País. Isso pode ser explicado pelo crescimento na demanda internacional por commodities, que, por sua vez, pode ter contribuído para a apreciação cambial, dado que o Brasil é um grande exportador de produtos agrícolas.

Os segmentos de média-alta e média-baixa tecnologia mantiveram sua participação no total exportado no período analisado. Contudo, o segmento de baixa intensidade tecnológica registrou perda de participação de 9 pontos percentuais. O que se torna preocupante é que, em sua maioria, os setores, nessa categoria, são intensivos em trabalho e a queda na representatividade do setor pode refletir aumento do desemprego; algo ruim para uma economia em que aproximadamente 85% da população reside no meio urbano.

O setor de alta intensidade tecnológica, que nos anos de 2000 e 2001 registrava participação em torno de 12% no total exportado, reduziu sua contribuição para 5,8% no ano de 2008; vale lembrar que no ano de 1999 ocorreu forte depreciação da moeda nacional, o que pode estar relacionado com o aumento nas exportações desse segmento nos anos seguintes, pois, após a retomada do processo de apreciação cambial, esse segmento registrou consecutivas perdas de representatividade na pauta de exportações nacional, e que, por consequência, implica em redução da elasticidade renda das exportações. Além disso, é evidente o aumento das importações no segmento favorecido pela apreciação cambial, refletindo saldos negativos. A perda de participação dos setores intensivos em tecnologia, além de refletir restrições sobre a taxa de crescimento com equilíbrio externo, limita os efeitos de transbordamentos tecnológicos e aprendizagem que estes difundem na economia.

Os resultados dos modelos econométricos mostram que, no período de 1996/2008, as exportações brasileiras responderam diretamente às variações de taxa de câmbio quando considerados os coeficientes defasados, o que corrobora a discussão apresentada por Feijó et al. (2005) sobre a dinâmica industrial brasileira responder a câmbio. Assim, movimentos no sentido de apreciação cambial implicarão em redução das exportações.

Da mesma forma, a taxa de juros indica sinal negativo sobre as exportações. Esses resultados corroboram a preocupação dos estudos na área de comércio internacional a respeito da necessidade de atentar para os malefícios da manutenção de taxas de juros elevadas sobre o nível de exportações; pois

os juros elevados afetam a competitividade das exportações pela redução dos investimentos, especialmente naqueles setores que não têm acesso ao crédito internacional ou subsidiado, como nos segmentos onde predominam pequenas e médias empresas.

Além disso, apesar de o objetivo desse estudo não ser o de captar os efeitos do juro sobre o câmbio, é crescente a discussão na literatura técnica das consequências sobre a taxa de câmbio da manutenção de elevados diferenciais de juros entre a economia brasileira e os demais mercados internacionais, pois isso implica em atração de capitais externos de curto prazo, o que, por sua vez, tem impacto sobre a apreciação do câmbio.

Diante do exposto, observou-se que no período analisado houve alteração na pauta de exportações, o que pode ter sido influenciado pelo cenário internacional e pelo movimento da taxa real de câmbio. No entanto, não é possível afirmar que essa mudança tem caráter estrutural e que a economia brasileira esteja sofrendo de “doença holandesa”. Como discutido, existe um processo em trânsito de redução das exportações de manufaturados, especialmente os de alta e baixa intensidade tecnológica; sendo que, no segundo, a competição ocorre via preço e a apreciação do câmbio pode ser a principal responsável por esta redução. Se a redução da participação dos manufaturados nas exportações ocorrer de forma permanente, isso refletirá na perda de dinamismo desse setor e influenciará a dinâmica econômica do País, caracterizando um processo de “doença holandesa” com transferências de recursos para os setores que se mantêm competitivos diante do câmbio apreciado.

Apêndice A Testes de Raiz Unitária para as séries LOGCI, LOGEXP, LOGGAB, LOGIW, LOGPIB, LOGTC, LOGTJ

Séries	t	tm	tt	Séries	t
Levin, Lin & Chu			Variáveis em 1ª diferença		
LogExp	4,86852	3,93003	-0,63809	LogExp	-5,56327***
LogTJ	-4,42423***	-2,17301**	-2,04429**	LogTJ	-37,14330***
LogTC	-0,36651	-0,81390	-2,93227***	LogTC	-18,66590***
LogIw	2,24808	-0,93086	-1,92884**	LogIw	-4,19142***
LogGab	1,46266	-4,00892***	-5,11180***	LogGab	-41,29510***
LogCi	0,41244	1,74751	5,89203	LogCi	-7,31388***
Breitung			Variáveis em 1ª diferença		
LogExp			-0,12187	LogExp	-0,06738
LogTJ			-5,98295***	LogTJ	-29,79080***
LogTC			3,61374	LogTC	-16,02370***
LogIw			7,30268	LogIw	8,82822
LogGab			-3,72097***	LogGab	-26,24150***
LogCi			1,17156	LogCi	5,13607
Hadri			Variáveis em 1ª diferença		
LogExp	17,88540***	14,24060***		LogExp	-0,02026
LogTJ	13,35780***	0,54912		LogTJ	-1,41419
LogTC	9,32054***	14,55330***		LogTC	0,18403
LogIw	18,64330***	14,30560***		LogIw	0,00156
LogGab	15,57340***	13,55240***		LogGab	1,37768*
LogCi	14,33130***	-0,56303		LogCi	0,45569
Im, Pesaran and Shin			Variáveis em 1ª diferença		
LogExp	5,02543	0,80911		LogExp	-4,68289**
LogTJ	-2,29977**	-3,55256***		LogTJ	-39,29280***
LogTC	-0,19551	-0,51330		LogTC	-17,71200***
LogIw	1,34204	-0,66854		LogIw	-1,27858*
LogGab	-2,46859***	-3,78892***		LogGab	-44,16690***
LogCi	-2,26377**	-5,01818***		LogCi	-4,06496
ADF – Fisher			Variáveis em 1ª diferença		
LogExp	0,14268	2,14488	5,76588	LogExp	121,26300***
LogTJ	30,63230***	19,76570**	29,34770**	LogTJ	1316,95000***
LogTC	4,68920	7,39473	9,15530	LogTC	508,09400***
LogIw	0,93779	2,46258	8,83522	LogIw	26,83940**
LogGab	1,58703	22,14850**	33,82140***	LogGab	1316,95000***
LogCi	3,06474	18,86340**	43,10670***	LogCi	62,91850***
PP- Fischer			Variáveis em 1ª diferença		
LogExp	0,13660	4,15582	30,4402***	LogExp	-35,77710***
LogTJ	34,08560***	29,97750***	54,37430***	LogTJ	-35,77710***
LogTC	4,91313	4,47979	5,52636	LogTC	457,64400***
LogIw	0,03450	1,87520	20,8500**	LogIw	-35,77710***
LogGab	0,99683	28,8789***	79,74820***	LogGab	-35,77710***
LogCi	2,80529	69,6734***	81,82640***	LogCi	-35,77710***

Notas: t série sem intercepto ou tendência; tm – séries com interceptos individuais; tt – séries com interceptos individuais e tendência.

***, ** e * indicam significância em nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: dados da pesquisa.

Apêndice B Detalhamento dos grupos de Produtos de acordo com a intensidade tecnológica

Indústria de alta tecnologia (I)
Aeronáutica e aeroespacial Farmacêutica Material de escritório e informática Equipamentos de rádio, TV e comunicação Instrumentos médicos de ótica e precisão
Indústria de média-alta tecnologia (II)
Máquinas e equipamentos elétricos n. e. Veículos automotores, reboques e semirreboques Produtos químicos, excl. farmacêuticos Equipamentos para ferrovia e material de transporte n. e. Máquinas e equipamentos mecânicos n. e.
Indústria de média-baixa tecnologia (III)
Construção e reparação naval Borracha e produtos plásticos Produtos de petróleo refinado e outros combustíveis Outros produtos minerais não-metálicos Produtos metálicos
Indústria de baixa tecnologia (IV)
Produtos manufaturados n.e. e bens reciclados Madeira e seus produtos, papel e celulose Alimentos, bebidas e tabaco Têxteis, couro e calçados
Produtos não industriais

Nota: Classificação extraída de: OECD, Directorate for Science, Technology and Industry, STAN Indicators, 2003. Fonte: SECEX/MDIC.

Referências Bibliográficas

- Bresser-Pereira, L. C. (2007), *Macroeconomia da estagnação: crítica da ortodoxia convencional no Brasil Pós-1994*, São Paulo: Ed. 34.
- Araújo, E. (2009), Volatilidade cambial e crescimento econômico em economias emergentes, in 'Anais do II Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira'.
- Baltagi, B. H. (2005), *Econometric analysis of panel data*, 3rd edn, John Wiley & Sons.
- Bresser-Pereira, L. C. & Marconi, N. (2008), Existe doença holandesa no Brasil?, in 'IV Fórum de Economia da Fundação Getúlio Vargas'.

- Carvalho, V. R. & Lima, G. T. (2009), 'Estrutura produtiva, restrição externa e crescimento econômico: a experiência brasileira', *Economia e Sociedade* **18**(1), 31–60.
- Corden, W. & Neary, P. (1982), 'Booming sector and de-industrialisations in small open economy', *The Economic Journal* **92**(368), 825–848.
- Cruz, M. J. V., Nakabashi, L., Porcile, J. G. & Scatolin, F. D. (2007), 'Uma análise do impacto da composição ocupacional sobre o crescimento da economia brasileira', *Economia* **8**, 55–73.
- Feijó, C. A., Carvalho, P. G. & Almeida, J. S. G. (2005), Ocorreu uma desindustrialização no Brasil?, Technical report, Instituto de Estudos para o Desenvolvimento Industrial.
- Fligenspan, F. (2008), As exportações da indústria brasileira pós-desvalorização cambial de 1999., in 'Anais do XXXVI Encontro da ANPEC'.
- Gala, P. (2007), 'Dois padrões de política cambial: América latina e sudeste asiático', *Economia e Sociedade* **16**, 65–69.
- Gala, P. & Mori, R. (2009), Sobre os impactos do nível do câmbio real na formação bruta de capital fixo, no produto potencial e no crescimento, in 'Crescimento econômico: setor externo e inflação', Rio de Janeiro: IPEA.
- Greene, W. H. (2008), *Econometric Analysis*, 6th edn, Prentice-hall.
- Jank, M. (2008), Exportações: existe uma doença brasileira?, in 'Brasil globalizado: o Brasil em um mundo surpreendente', Rio de Janeiro: Elsevier.
- Krugman, P. & Obstfeld, M. (2001), *Economia Internacional: teoria e política*, São Paulo: Pearson Education do Brasil.
- Lacerda, A. C. & Nogueira, R. H. (2008), Novas evidências sobre os impactos da valorização cambial na estrutura produtiva brasileira., in 'Seminário PUC/SP'.
- Marques, L. D. (2000), Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão de literatura, Technical report, Faculdade de Economia do Porto.
- Nakabashi, L. (2008), 'Efeitos do câmbio e juros sobre as exportações da indústria brasileira', *Revista de Economia Contemporânea* **12**, 433–461.
- Nassif, A. (2008), 'A. há evidências de desindustrialização no Brasil?', *Revista de Economia Política* **28**, 72–96.
- Palma, J. G. (2005), Four sources of deindustrialization and a new concept of the dutch disease, in 'Beyond reforms', Stanford University Press, Palo Alto (CA).
- Pereira, L. C. B. (2007), *Macroeconomia da estagnação: crítica da ortodoxia convencional no Brasil Pós-1994*, São Paulo: Ed. 34.
- Rowthorn, R. E. & Ramaswamy, R. (1999), Growth, trade, and deindustrialization, Technical report, IMF Staff Papers International Monetary Fund.

Södersten, B. & Reed, G. (1994), *International Economics*, 3rd edn, St. Martin's Press, N. York.

Thirwall, A. P. (1979), 'The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences', *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review* 128.