

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS E TECNOLOGIAS PARA A SUSTENTABILIDADE
CAMPUS DE SOROCABA
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

HELENA LOIOLA DE FIGUEIREDO

**ANÁLISE DA RELAÇÃO ENTRE DESINDUSTRIALIZAÇÃO E TAXA DE
CÂMBIO: EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA A INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO
DO BRASIL**

Sorocaba
2013

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS E TECNOLOGIAS PARA A SUSTENTABILIDADE
CAMPUS DE SOROCABA
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

HELENA LOIOLA DE FIGUEIREDO

**ANÁLISE DA RELAÇÃO ENTRE DESINDUSTRIALIZAÇÃO E TAXA DE
CÂMBIO: EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA A INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO
DO BRASIL**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Centro de Ciências e Tecnologias para a Sustentabilidade da Universidade Federal de São Carlos, *campus* Sorocaba, para obtenção do título de bacharel em Ciências Econômicas.

Orientação: Prof^ª. Dr^ª. Maria Aparecida Silva Oliveira

Loiola de Figueiredo, Helena

Análise da Relação Entre Desindustrialização e Taxa de Câmbio:
evidência empírica para indústria de transformação do Brasil. /Helena
Loiola de Figueiredo. -- Sorocaba, 2013

73 f. : il. ; 28 cm

Trabalho de Conclusão do Curso de Bacharelado em Ciências
Econômicas - UFSCar, *Campus* Sorocaba, 2013.

Orientador: Maria Aparecida Silva Oliveira

Banca examinadora: Adelson Martins de Figueiredo, Antonio
Carlos Diegues

Bibliografia

1. Desindustrialização. 2. Taxa de Câmbio. 3. Modelo VEC. I.
Título. II. Sorocaba-Universidade Federal de São Carlos.

CDD 330

HELENA LOIOLA DE FIGUEIREDO

**ANÁLISE DA RELAÇÃO ENTRE DESINDUSTRIALIZAÇÃO E A TAXA DE
CÂMBIO: EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA A INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO
DO BRASIL**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Centro de Ciências e Tecnologias para a Sustentabilidade da Universidade Federal de São Carlos, *campus* Sorocaba, para obtenção do título de bacharel em Ciências Econômicas.

Universidade Federal de São Carlos. Sorocaba, 06 de Fevereiro de 2013.

Orientadora

Dr. (a) Maria Aparecida Silva Oliveira
Universidade Federal de São Carlos

Examinador

Dr. Adelson Martins de Figueiredo
Universidade Federal de São Carlos

Examinador

Dr. Antonio Carlos Diegues
Universidade Federal de São Carlos

AGRADECIMENTO

À minha família, por toda a compreensão, carinho e apoio dados a mim durante toda a minha vida, principalmente pela confiança depositada em meu sucesso.

À Prof^ª. Dr^ª. Maria Aparecida Silva Oliveira, pela excelente orientação, dedicação, incentivo e apoio durante todo o período de desenvolvimento deste trabalho.

Ao Prof. Dr. Adelson Martins de Figueiredo, por todos os momentos em que me atendeu para esclarecimentos e auxílio, bem como os diversos conselhos dados tanto para realização do presente trabalho quanto para o meu desenvolvimento acadêmico.

Ao Prof. Dr. Antonio Carlos Diegues, integrante de minha banca, por prontamente aceitar o convite de participação, bem como pelos conselhos que indiretamente auxiliaram a realização do presente trabalho e por atenção com que sempre me atendeu.

Ao corpo docente da Universidade Federal de São Carlos, junto ao curso de Ciências Econômicas, por todos os conhecimentos transmitidos que permitiram, direta ou indiretamente, o desenvolvimento do presente trabalho.

Por fim, agradeço aos grandes colegas e amigos que me acompanharam durante esta parte da minha vida, em especial, à minha amiga, Aline Aparecida Catalane por sua grande ajuda na elaboração do modelo utilizado neste trabalho.

RESUMO

LOIOLA DE FIGUEIREDO, Helena. *Análise da Relação Entre Desindustrialização e Taxa de Câmbio: evidência empírica para indústria de transformação do Brasil*. 2013. 73 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) – Centro de Ciências e Tecnologias para Sustentabilidade, Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2013.

A indústria é considerada motor de crescimento de longo-prazo por possuir retornos crescentes de escala, efeitos de encadeamento para frente e para trás na cadeia produtiva, ser receptora e difusora do progresso tecnológico e possuir maior elasticidade-renda das exportações. Vários autores na literatura econômica vêm debatendo se está ocorrendo um processo de desindustrialização no Brasil. O trabalho adota o conceito de desindustrialização como sendo a perda de importância do setor industrial como fonte geradora de empregos e/ou valor adicionado. Observando a evolução do valor adicionado da indústria é possível afirmar que tem ocorrido um processo de desindustrialização na economia brasileira, embora pareça estar ocorrendo uma estabilização desse processo nos anos recentes. Então é realizada a análise de um dos principais fatores, colocado pela literatura econômica, que desestimula a atividade industrial, a taxa de câmbio. O objetivo é estudar a relação entre a taxa de câmbio e a participação da indústria de transformação no PIB do Brasil para o período de 1995 a 2012. Para sua realização, utilizou-se de um modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC) que permitiu visualizar duas relações de longo prazo entre as variáveis: participação da indústria de transformação no PIB; produtividade da indústria de transformação; taxa de câmbio e taxa de juros de longo prazo. O resultado evidenciou que estas variáveis possuem relação de longo prazo e, pelo modelo, quando há uma depreciação cambial a indústria de transformação aumenta sua participação no PIB. Investigou-se também dados sobre pessoal ocupado, produção física, valor adicionado e exportações da indústria de transformação para o período de 2006 a 2012, já que este representa o período mais recente de flexibilização do regime de política econômica adotado no Brasil. Os resultados mostraram coeficientes de correlação negativos entre o câmbio e o pessoal ocupado e entre a produção física e o câmbio; valor adicionado da indústria de transformação em trajetória de queda; e que as exportações de produtos industriais de maneira geral vem apresentando cada vez menos participação na exportação total da economia brasileira. Ainda, observou-se que o desempenho dos índices da indústria de transformação responde negativamente à depreciação cambial quando investigadas as variações no mesmo período, o que foi analisado entre 2006 e 2012.

Palavras-chave: Desindustrialização. Taxa de Câmbio. Modelo VEC.

ABSTRACT

The industry is considered the engine of growth long-term by having increasing returns to scale, effects of forward chaining and backward in the supply chain, be receiving and diffusing technological progress, and, have higher income elasticity of exports. In the economic literature, several authors have debated if it is a process of deindustrialization in Brazil. This study adopts the concept of deindustrialization as the declining capacity of the industrial sector as a source of jobs and/or value added. Observing the evolution of industry value added one can say that there is a process of deindustrialization in the Brazilian economy, although it seems that this process is stabilizing in recent years. Thus, is discussed one of the main factors that discourage the industrial activity, the real exchange rate. The objective is to study the relationship between the exchange rate and the participation of manufacturing industry in Brazil's GDP for the period 1995 to 2012. For its realization, a Vector Error Correction Model (VEC) was chosen, which allowed to see two long-term relationships between variables: participation of manufacturing industry in Brazil's GDP; productivity of manufacturing industry; exchange rate and long-term interest rate. The result showed a long-term relationship between the variables and when there is a exchange rate devaluation, the participation of manufacturing industry in Brazil's GDP increases. Was also investigated data concerning personnel employed, physical manufacturing, value added and exportations of manufacturing industry for the period 2006 to 2012, because this represents the latest period of flexibility in the Brazil's economic policy regime. The result showed negative correlation coefficients between the exchange rate and personnel employed and between physical manufacturing and exchange rate; value added of the manufacturing industry on a downward trend; and that exports of industrial products in general is showing less and less participation in exporting total economy. Still, it was observed that the performance of the indices of the manufacturing industry responds negatively to a depreciation in exchange rate when investigated variations in the same period, which was analyzed between 2006 and 2012.

Key words: Deindustrialization. Exchange Rate. VEC Model.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	08
1.1 OBJETIVO(S) E HIPÓTESE.....	12
1.2 ESTRUTURA DO TRABALHO.....	13
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	14
3 TAXA DE CÂMBIO, CRESCIMENTO ECONÔMICO E A DESINDUSTRIALIZAÇÃO.....	19
3.1 IMPORTÂNCIA DA TAXA DE CÂMBIO PARA O CRESCIMENTO ECONÔMICO.....	19
3.2 RELAÇÕES ECONÔMICAS QUE LEVAM A SOBREPREENCIAÇÃO CAMBIAL.....	21
3.3 TAXA DE CÂMBIO E A DESINDUSTRIALIZAÇÃO.....	23
3.3.1 Impactos de curto prazo.....	24
3.3.2 Questões assumidas para o longo prazo.....	28
4 METODOLOGIA.....	31
4.1 MODELO ECONOMETRICO.....	31
4.1.1 Modelos VAR/VEC.....	31
4.1.2 Modelo específico e variáveis utilizadas.....	36
4.2 DADOS DA INDÚSTRIA E TAXA DE CÂMBIO.....	37
5 RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	38
5.1 SOBRE O PROCESSO DE DESINDUSTRIALIZAÇÃO NO BRASIL.....	38
5.2 ANÁLISE DO PERÍODO DE 1995 A 2012.....	40
5.2.1 Análise gráfica das variáveis.....	40
5.2.2 Resultados do modelo estimado.....	43

5.3 ANÁLISE DO PERÍODO DE 2006 A 2012.....	50
5.3.1 Desempenho dos índices da indústria de transformação e da taxa de câmbio.....	50
5.3.2 Análise do valor adicionado da indústria de transformação e taxa de câmbio.....	56
5.3.3 Exportação brasileira por setor industrial e influência da taxa de câmbio sobre as exportações.....	57
6 CONCLUSÃO.....	62
REFERÊNCIAS.....	65
APÊNDICE E ANEXO.....	69

1 INTRODUÇÃO

Ao avaliar o recente comportamento do emprego na indústria brasileira pode-se constatar que este vem sofrendo queda. A Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salário (PIMES), divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) mostrou uma queda de 0,3% do emprego industrial em janeiro de 2012 em relação ao mês anterior e em comparação a janeiro de 2011 o emprego na indústria teve queda de 0,5%. Comparando o índice de janeiro de 2012 com o de junho de 2012 pode-se observar uma queda de 1,2% mostrando uma tendência de redução do emprego industrial.

O desempenho da indústria também pode ser medido pela produção industrial. Indicadores calculados pela Confederação Nacional da Indústria (CNI) mostram que a produção industrial em fevereiro de 2012 caiu pelo sexto mês consecutivo. Os indicadores variam de zero a cem e quando menores que 50 pontos indicam recuo na produção. O de fevereiro atingiu 46,5 pontos. A Utilização da Capacidade Instalada (UCI) também ficou abaixo dos 50 pontos, sendo igual a 42,9 pontos. Esse comportamento mostra que a atividade industrial está desaquecida, com queda da produção e do emprego industrial e utilização da capacidade instalada abaixo do usual.

A participação da Indústria de Transformação no Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro também vem sofrendo queda a mais de duas décadas. Dados do IBGE¹ mostram que o valor adicionado da Indústria de Transformação declinou de 33,70 por cento em 1980 para 26,54 por cento em 1990 e para 14,60 por cento em 2011. Se observado o período inteiro constata-se uma queda de mais de 19 pontos percentuais.

Esse comportamento da indústria mostra evidências de estar ocorrendo um processo de desindustrialização no Brasil. Uma economia se desindustrializa quando o setor industrial “perde importância como fonte geradora de empregos e/ou valor adicionado” (OREIRO; FEIJÓ, 2010, p.221).

¹ Os dados foram obtidos no IPEA-data. Série de dados do valor adicionado a preços básicos. Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema de Contas Nacionais Referência 2000 (IBGE/SCN 2000 Anual) (% PIB). Para 1990-1994: Sistema de Contas Nacionais Referência 1985. Para 1947-1989: Sistema de Contas Nacionais Consolidadas. Conceito utilizado para 1947-1989: a custo de fatores. Conceito utilizado a partir de 1990: a preços básicos.

As questões principais que devem ser colocadas dentro do debate sobre a desindustrialização consistem em avaliar se este declínio é causado por fatores relacionados à política econômica ou se são próprios da lógica de desenvolvimento capitalista.

O regime de política econômica adotado afeta as variáveis inseridas nesse debate, o emprego industrial e o valor adicionado da indústria. A taxa de câmbio nesse contexto é um fator que pode influenciar essas variáveis. A desindustrialização pode ser causada pela “doença holandesa”² estando associada a superávits comerciais do setor primário e déficits comerciais da indústria (BRESSER-PEREIRA, 2009). Ou seja, nesse caso uma apreciação cambial pode induzir a uma redução da participação da indústria no emprego e no valor adicionado, enquanto leva a uma re-primarização³ da pauta exportadora.

O problema da desindustrialização causada pela “doença holandesa”, é que este fenômeno ocorre em economias cujo setor industrial ainda não está totalmente consolidado. Dentro desse contexto, a “doença holandesa” se caracteriza como sendo um fenômeno pelo qual o peso das *commodities* na pauta exportadora faz o câmbio se sobreapreciar o que afeta negativamente as atividades manufatureiras⁴. Ou seja, em geral esse tipo de desindustrialização ocorre em países de menor nível de renda per capita comparado às economias desenvolvidas, nesses países ainda existem oportunidades de crescimento da indústria e de consolidação de elos importantes entre os agentes desse setor. Enquanto uma taxa de câmbio competitiva cria oportunidades de lucro o que estimula os investimentos, um câmbio apreciado age em sentido oposto retirando/reduzindo esses incentivos na economia.

Já a lógica do desenvolvimento capitalista sugere que à medida que um país se desenvolve acumulando um maior nível de renda, o setor de serviço passa a ser o representante de uma maior parcela no Produto Interno Bruto (PIB). Nesse sentido a indústria perde parte da sua participação no PIB para o setor de serviços. Neste caso, a

² A doença holandesa ocorre devido à existência de recursos naturais ou humanos baratos e abundantes que mantém o câmbio valorizado por um tempo indeterminado, o que impede a produção de bens de maior valor agregado (BRESSER-PEREIRA, 2007).

³ Re-primarização da pauta exportadora significa que os produtos primários tem maior participação relativa que os produtos manufaturados nas exportações.

⁴ Segundo Francisco Eduardo Pires de Souza, assessor da vice-presidência do BNDES: “Eu dou uma interpretação mais ampla à doença holandesa, relacionada também à entrada forte de capitais associada à euforia com as commodities. Outro ponto é que, quando os preços desses produtos aumentam, o câmbio se valoriza, mesmo que não tenha havido uma exportação mais forte, por causa do impacto sobre as expectativas”. (Valor Econômico, 23/03/2012).

desindustrialização não é prejudicial à economia porque são mantidos os elos do setor industrial.

No que se refere à relação entre desindustrialização e taxa de câmbio, estão ocorrendo debates sobre ações que podem ser realizadas contra os efeitos negativos da apreciação do real sobre a indústria.

A taxa de câmbio além de influenciar as contas externas, o balanço de pagamentos, pode influenciar questões ligadas à produção nacional. Uma taxa de câmbio apreciada incentiva importações de máquinas e equipamentos mais avançados para a indústria, enquanto uma taxa de câmbio depreciada serve como um incentivo para as exportações nacionais.

Porém como observa Gala & Mori (2009) o argumento de que o “real apreciado seria favorável à aquisição de máquinas e equipamentos baratos no exterior, estimulando o investimento agregado, ou ainda o de que o câmbio apreciado facilitaria a aquisição de tecnologias que o Brasil não possuía do exterior”, não parece descrever o que se observou durante a intensa apreciação cambial brasileira ao longo dos anos 1990: baixíssimo nível de investimento agregado e baixo dinamismo tecnológico na indústria brasileira nos setores de ponta. Então, volta-se a discussão de que talvez a depreciação cambial seja mais atraente para a indústria à medida que favorecesse a competição internacional por novos mercados.

O que se observa na economia brasileira é que o câmbio teve uma recente trajetória de apreciação. Convém discutir, então, quais os efeitos que esse fato tem gerado na produção nacional. Dessa forma, o problema de pesquisa desse trabalho se consolida em analisar os fatores relacionados à política econômica que se relacionam com o processo de desindustrialização no Brasil para o período de 1995 a 2012. A pergunta que o trabalho visa responder é se a apreciação do Real colabora para uma possível queda do peso relativo da indústria no PIB?

A contribuição desse trabalho, além de estender o debate sobre a desindustrialização para um período mais recente, de 2006 a 2012, é tentar estimar um modelo econométrico que capte o efeito da taxa de câmbio sobre a participação da indústria de transformação dentro da produção nacional. O modelo foi estimado para um período

maior, do primeiro trimestre de 1995 ao segundo trimestre de 2012, com o intuito de analisar um maior número de observações, o que colabora positivamente com a robustez do modelo.

A relevância de se incluir o período de 2006 a 2012 para estudar os efeitos da taxa de câmbio sobre a indústria deve-se ao fato de que este período inclui as mudanças mais recentes dos regimes de políticas macroeconômicas no Brasil: a flexibilização do “tripé macroeconômico” e a inconsistência do “novo-desenvolvimentismo” assumido após a crise de 2008 (OREIRO, 2011).

A “flexibilização” do tripé macroeconômico no período de 2006 a 2008 teve como principais características: a retirada de investimentos, aqueles previstos pelo programa de aceleração ao crescimento, do cálculo da meta de superávit primário; o abandono da sistemática de “metas de inflação declinantes”, na qual a autoridade monetária perseguia metas de inflação cada vez mais baixas; e no que se refere à política cambial, foi realizada uma compra em massa de reservas internacionais com o objetivo implícito de reduzir a velocidade de apreciação da taxa nominal de câmbio, tentando com isso preservar a competitividade da indústria brasileira nos mercados internacionais. Portanto, o se observou foi um maior investimento público e uma redução da taxa de juros possibilitada pelo abandono do sistema de metas de inflação declinantes, abrindo espaço para um maior estímulo ao crescimento econômico.

A crise financeira de 2008 levou a um aprofundamento do processo de flexibilização do “tripé macroeconômico”, estabelecendo as bases de um novo regime de política macroeconômica no Brasil o “novo-desenvolvimentismo”. Oreiro (2011) argumenta que esse novo regime é inconsistente na medida em que busca a obtenção simultânea da estabilidade da taxa real de câmbio e da estabilidade da taxa de inflação. A forte expansão da demanda agregada doméstica num contexto de elevação do custo unitário do trabalho e crescimento acelerado do produto real deverá resultar na aceleração da taxa de inflação, caso o governo decida impedir a apreciação da taxa real de câmbio resultante dessa combinação de políticas. Por outro lado, se a decisão do governo for manter a inflação estável e dentro das metas definidas pelo Conselho Monetário Nacional, a taxa de juros nominal e real deverão ser mantida em patamares elevados, induzindo assim uma forte entrada de capitais externos, a qual irá produzir a continuidade da apreciação da taxa real de câmbio.

Para Oreiro (2011), nesse regime de política macroeconômica, a apreciação do câmbio induziu o re-surgimento dos déficits em conta corrente e ainda tem causado uma forte

re-primarização da pauta de exportações, somado a um movimento de queda da participação do valor adicionado da indústria no PIB. Segundo o autor, o crescimento recente da economia brasileira foi financiado com “poupança externa” num contexto de mudança estrutural perversa, ou seja, num contexto de desindustrialização. Esses aspectos apresentados são investigados no presente estudo.

Para este trabalho, além da análise estatística de dados sobre a indústria e sobre o câmbio, foi elaborado um modelo vetorial de correção dos erros (VEC) para examinar os fatores que influenciam a participação da indústria de transformação na produção nacional, principalmente no sentido de captar os efeitos da variação cambial sobre a participação desta indústria no PIB. Assim, com o objetivo de estudar a relação entre essas duas variáveis também é possível observar se a apreciação do real possui uma relação com processo de desindustrialização. A indústria de transformação foi escolhida por representar os elos mais avançados tecnologicamente da indústria em geral.

A justificativa desse trabalho é pautada na importância do setor industrial para o crescimento econômico. A indústria é o motor de crescimento de longo-prazo em função de quatro características fundamentais: i) presença de retornos crescentes de escala; ii) os efeitos de encadeamento pra frente e para trás na cadeia produtiva; iii) receptor e difusor do progresso tecnológico e iv) maior elasticidade-renda das exportações (OREIRO et al., 2011). Assim, um processo de desindustrialização reduz o crescimento potencial de longo prazo.

Na mesma medida, se torna importante analisar os principais fatores que desestimulam a indústria. Uma causa para a desindustrialização seria a política cambial. A redução da taxa real de câmbio pode ser a consequência de um cenário de “doença holandesa” porque ocorreria uma tendência à especialização de exportação de produtos primários ou manufaturados intensivos em recursos naturais e mão de obra enquanto a produção de setores intensivos em capital e menos competitivos ficaria desestimulada.

1.1 Objetivo(s) e Hipótese

O objetivo principal deste trabalho é analisar a relação entre a taxa de câmbio e a participação da indústria de transformação no PIB do Brasil para o período de 1995 a 2012,

ênfatizando os últimos seis anos da série. A hipótese central do estudo é que a apreciação cambial está causando um processo de perda relativa da importância da indústria de transformação no PIB.

Os objetivos secundários são: i) analisar o comportamento do valor adicionado da indústria de transformação no PIB e pessoal ocupado dessa indústria, durante o período de 2006 a 2012; ii) verificar a relação entre taxa de câmbio, produtividade na indústria de transformação e taxa de juros de longo prazo, e a participação da indústria de transformação no PIB no período de 1995 a 2012.

1.2 Estrutura do Trabalho

O presente trabalho está estruturado em seis seções gerais, incluindo esta introdução. A segunda seção apresenta a revisão de literatura sobre o tema da desindustrialização, abordando de maneira geral os principais estudos desse processo.

A terceira seção analisa as relações entre taxa de câmbio, crescimento econômico e desindustrialização. Está dividida entre três áreas fundamentais para a compreensão da relação entre a taxa de câmbio e o processo de desindustrialização: (i) a importância da taxa de câmbio para o crescimento econômico; (ii) relações econômicas que levam a sobreapreciação cambial; (iii) taxa de câmbio e a desindustrialização. Nesta última área são apresentados os impactos de curto prazo, mostrando que uma taxa de câmbio relativamente depreciada pode contribuir para aumentos de investimento, poupança e acumulação de capital, incentivando a indústria. Como também, aborda as questões assumidas para o longo prazo na relação entre as duas variáveis (taxa de câmbio e a desindustrialização).

A quarta seção descreve a metodologia utilizada. Primeiramente descreve-se o modelo econométrico estimado para o período entre o primeiro trimestre de 1995 ao segundo trimestre de 2012. Em seguida é apresentada a exposição do método utilizado na análise estatística dos indicadores da indústria de transformação comparativamente à evolução da taxa de câmbio para o período 2006 a 2012. A quinta seção analisa os resultados encontrados. E, finalmente, a sexta seção sintetiza as conclusões do trabalho.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Algumas das principais contribuições no estudo sobre o processo da desindustrialização brasileira foram de Marquetti (2002), Bonelli (2005), Feijó et al (2005) e Almeida (2006), que tiveram suas análises sintetizadas e aprofundadas no estudo de Oreiro e Feijó (2010) e apontam para a desindustrialização da economia brasileira nas décadas de 1980 e 1990.

Marquetti (2002) avaliou a participação relativa da Indústria de Transformação no valor adicionado e no pessoal ocupado. Os resultados mostraram uma queda de mais de 12 pontos percentuais da participação da Indústria de Transformação no valor adicionado entre 1980-1998 e um declínio da participação do pessoal ocupado nessa indústria que era de 15,5 % em 1980 para 12,4% em 1995. O autor argumentou que esses resultados são consequências do baixo investimento realizado na economia brasileira, principalmente no setor industrial.

A ênfase nos estudos citados é na análise da indústria de transformação, a queda expressiva da sua participação no PIB constitui o maior peso da queda da participação industrial no PIB. Segundo Bonelli (2005), a participação da indústria no PIB a custo de fatores teria reduzido de 42,3% em 1985 para 31,4% em 1995, essa queda teve o impulso da redução da participação da indústria de transformação no PIB, que passou de 31,65% em 1985 para 20,60% em 1995. Este mesmo autor enfatizou que o processo de perda do peso relativo da indústria no PIB foi resultado das mudanças ocorridas na economia brasileira entre as décadas de 1980 e 1990. A abertura comercial e financeira estimulou o aumento da concorrência interna e externa, houve a privatização de diversos segmentos industriais e também ocorreu a sobrevalorização da taxa real de câmbio entre 1995 e 1998, que estimulou essa perda de participação industrial no PIB do período.

Para Almeida (2006), essa tendência de queda entre 1995 e 1998 foi parcialmente revertida com a mudança do regime cambial em 1999. Segundo este autor, o abandono do sistema de bandas cambiais, adotando a flexibilização da política cambial, possibilitou, pelo menos até 2005, a redução ou eliminação da sobrevalorização cambial ocorrida entre 1995 e 1998.

Outro estudo que apresenta evidências para um processo de desindustrialização na economia brasileira é o de Feijó et al (2005). Os resultados mostraram uma queda de 12

pontos percentuais do peso da indústria de transformação no PIB entre 1986 e 1998. Porém, os autores fizeram uma consideração importante ao questionarem o caráter negativo desse processo, afirmando que a “indústria brasileira preserva representatividade de todos os segmentos básicos segundo a classificação tecnológica” (p.20).

Já Nassif (2008) apresentou argumentos contrários à tese de desindustrialização da economia brasileira. Sua análise detalhada da composição do valor adicionado na indústria, por tipo de tecnologia, para o período de 1996-2004, concluiu que não houve “um processo generalizado de mudança na realocação de recursos produtivos e no padrão de especialização dos setores com tecnologias intensivas em escala, diferenciada e *science-based* para as indústrias baseadas em recursos naturais e em trabalho” (p.89).

Nassif (2008) observou uma relativa estabilidade da estrutura industrial brasileira, a participação do valor adicionado da indústria dos setores intensivos em recursos naturais e em trabalho foi de 46,26% em 1996 para 49,79% em 2004, para o mesmo período a participação conjunta dos setores com tecnologias intensivas em escala, diferenciada e *science-based* passou de 53,72% em 1996 para 50,15% em 2004. Assim a conclusão do estudo é que não há indícios para a ocorrência de um processo de desindustrialização para o período.

Ao analisar esse estudo, Oreiro e Feijó (2010) ressaltam que Nassif (2008) confundiu os conceitos de desindustrialização com “doença holandesa”. Ao passo que considera a desindustrialização não como um processo de perda de importância da indústria (no emprego e no valor adicionado), mas como uma mudança na estrutura interna da própria indústria em direção a setores intensivos em recursos naturais e trabalho. A literatura sobre o tema deixa claro que a desindustrialização pode ocorrer conjuntamente com a “doença holandesa”, mas também pode vir a ser um processo independente desse fenômeno.

Oreiro e Feijó (2010) estenderam a análise que os outros estudos acima mencionados fizeram, analisando um período maior de 1996 a 2008. Segundo este estudo, as mudanças macroeconômicas pós-1999 (metas de inflação, superávit primário e câmbio flutuante) permitiram um crescimento robusto da produção industrial. O período 1999-2004 mostrou uma notável recuperação da participação da indústria de transformação no PIB. Essas mudanças possibilitaram uma aceleração da taxa de crescimento da indústria brasileira para o período de 2004-2008 relativamente ao período 1995-1999. Mesmo com esse crescimento, o período 2004-2008 apresenta, segundo o estudo em questão, uma forte apreciação da taxa real

efetiva de câmbio acompanhada pela “perda de dinamismo da indústria de transformação com respeito ao resto da economia” (p. 228), já que a taxa de crescimento do valor adicionado da indústria de transformação ficou abaixo da taxa de crescimento do PIB.

Segundo o Instituto de Estudo para o Desenvolvimento Industrial (IEDI, 2005), a desindustrialização é também designada como “desindustrialização relativa” quando o desempenho de alguns setores industriais não é compensado pelos setores que os substituíram como líderes do crescimento do PIB total. Esses líderes por não terem a mesma força e os mesmos impactos que aqueles que foram substituídos apresentam sobre as suas próprias dinâmicas e sobre a dinâmica de outros setores, podem explicar o modesto crescimento de uma economia.

A partir deste conceito, a “desindustrialização relativa” pode ser analisada a partir da desagregação do saldo comercial da indústria por intensidade tecnológica, na medida em que essa análise permite visualizar quais setores da indústria possuem melhores desempenhos econômicos. O estudo divulgado pelo IEDI (2009) mostra que o saldo comercial da indústria para o período 2004-2009⁵ passou de um superávit de 17,09 bilhões de dólares em 2004 para um déficit de 4,83 bilhões de dólares em 2009, sendo que os setores de média-alta e alta intensidade tecnológica representaram a maior parcela correspondente a esse déficit. O saldo comercial do setor de média-alta intensidade tecnológica passou de -2,07 bilhões de dólares em 2004 para -19,19 bilhões de dólares em 2009, enquanto o setor de alta intensidade tecnológica passou de -5,58 bilhões de dólares em 2004 para -12,65 bilhões de dólares em 2009. Segunda Palma (2005) a ocorrência simultânea de perda do peso relativo da indústria no PIB e aumento do déficit comercial é um sintoma de “doença holandesa” na economia.

Dentro dessa perspectiva Bresser-Pereira e Marconi (2008), apresentaram dados que enfatizam que a desindustrialização da economia brasileira seria resultado da “doença holandesa”. Segundo esses autores, o saldo da balança comercial de commodities foi de 11,0 bilhões de dólares em 1992 para 46,8 bilhões de dólares em 2007, enquanto esse saldo para os manufaturados passou de 4,0 bilhões de dólares em 1992 para -9,8 bilhões de dólares em 2007. Ou seja, houve um aumento da participação das *commodities* e uma redução da participação dos manufaturados no saldo da balança comercial no período 1992-2007, traço típico da “doença holandesa”.

⁵Para o último ano saldo comercial da indústria acumulado de janeiro a setembro

Outros trabalhos avaliaram se está ocorrendo um processo de desindustrialização no Brasil utilizando uma modelagem econométrica. Esse é o caso de Sonaglio et al (2010), e Oreiro et al (2011). O primeiro trabalho concluiu que existe um processo de desindustrialização por “re-primarização” da pauta exportadora. O segundo enfatizou essa tendência ao concluir que a taxa real de cambio quando apreciada afeta negativamente a participação da indústria no emprego e no valor adicionado devido aos seus efeitos sobre a formação bruta de capital fixo e o saldo da balança comercial. Ambos analisaram o período 1996-2008.

Sonaglio et al (2010) apresentaram uma análise de dados em painel, em que há a desagregação das exportações de acordo com a intensidade tecnológica. O modelo proposto pelo estudo tem como variável dependente o logaritmo natural das diferentes intensidades tecnológicas nas exportações brasileiras e como variáveis explicativas o coeficiente da taxa de câmbio, o coeficiente da taxa de juros, a capacidade instalada, as importações mundiais, o grau de abertura da economia brasileira e o termo de cambio defasado⁶. Os modelos estimados usaram painel estático e dinâmico de efeitos fixos para os diferentes grupos de intensidade tecnológica.

Os resultados para o modelo estático desse estudo indicaram que os coeficientes da taxa de câmbio registraram sinais negativos, ou seja, uma apreciação cambial estimularia as exportações em todas as intensidades tecnológicas. Os autores justificam esse resultado com base em uma suposta rigidez, no sentido que após uma depreciação cambial, a importação e exportação ainda refletem os contratos já estipulados com base na antiga taxa de câmbio real. Assim, foi incluída a variável defasada da taxa de câmbio, que gerou um resultado em que as exportações aumentariam em 1,60% com a depreciação cambial de 1%. No modelo dinâmico, a resposta das exportações às variações na taxa de cambio segue a do modelo estático, mostrando sinal negativo para o coeficiente, mas o coeficiente defasado indica que o aumento no câmbio em 1% elevaria as exportações em 1,42%.

Nos dois modelos, estático e dinâmico, as exportações reduzem com o aumento da taxa de juros e do grau de utilização da capacidade instalada. A taxa de juros elevada afeta a competitividade das exportações pela redução dos investimentos. E a capacidade instalada também está relacionada ao nível de investimento na economia, o argumento apresentado

⁶ Todas variáveis explicativas também foram analisadas em logaritmo natural.

pelos autores é que não há capacidade para atender as exportações com o aquecimento da demanda interna.

Portanto, o estudo de Sonaglio et al (2010) apontou que as exportações respondem às variações na taxa de câmbio de forma direta, sendo que uma apreciação cambial reduziria os saldos exportados.

Oreiro et al (2011) utilizaram a metodologia aplicada no estudo de Rowthorn e Ramaswamy (1999) para analisar o caso brasileiro. Esta consiste na estimação de quatro equações básicas: produtividade, preços, produto e emprego. Foram feitas algumas modificações para a melhor adequação ao estudo da desindustrialização no Brasil.

Rowthorn e Ramaswamy (1999) analisaram o processo de desindustrialização nos países desenvolvidos através de fatores internos como crescimento da produtividade na indústria, a queda dos preços relativos e o aumento da formação bruta de capital fixo na estrutura de demanda. E de fatores externos como o saldo na balança comercial industrial e as importações de países menos desenvolvidos, que também influenciam na queda do emprego na indústria. Os resultados encontrados nesse estudo revelaram que nos países desenvolvidos os fatores internos constituem a principal razão da redução do emprego na indústria.

Para o caso brasileiro, Oreiro et al (2011) verificaram que existe uma relação positiva entre o crescimento do produto e o aumento da produtividade do trabalho na indústria. Ou seja, assim como Rowthorn e Ramaswamy (1999), esse estudo chegou a conclusão que os fatores internos, representados pelo crescimento mais rápido da produtividade na indústria e, conseqüentemente, queda dos preços relativos, explicam em larga medida a redução do emprego no setor.

Outra conclusão destacada pelos autores é que no caso brasileiro a redução da participação da indústria tem se dado mais no produto do que no emprego. A trajetória analisada do emprego na indústria mostra que períodos de maior taxa de investimento refletem aumento do nível de emprego nesse setor. Já em relação ao câmbio, os autores destacaram que há uma relação positiva entre essa variável e o saldo da balança comercial como proporção do PIB e uma negativa em relação à taxa de investimento da economia. Ou seja, uma apreciação cambial desestimula o investimento e, conseqüentemente, o produto industrial relativo na economia brasileira.

3 TAXA DE CÂMBIO, CRESCIMENTO ECONÔMICO E A DESINDUSTRIALIZAÇÃO

O propósito de entender a relação entre a taxa de câmbio e o crescimento econômico é atender ao objetivo central do presente trabalho, que consiste em averiguar se a apreciação cambial desestimula a atividade industrial nacional, prejudicando, dessa forma, o crescimento econômico do país. Dentro desse contexto, é importante explorar mais detalhadamente algumas relações econômicas que levam a sobreapreciação cambial.

Para uma melhor compreensão, o estudo dessas relações econômicas foi dividido em três partes. A primeira apresenta a importância da taxa de câmbio para o crescimento econômico; a segunda explora os fatores que levam a apreciação cambial (doença holandesa e atração de capitais); e a terceira sintetiza a relação entre o processo de desindustrialização e a taxa de câmbio.

3.1 A importância da taxa de câmbio para o crescimento econômico

No crescimento econômico de uma economia aberta o papel da taxa de câmbio é estratégico. A política cambial quando adotada eficientemente pelos formuladores de políticas econômicas gera estímulos para a economia. Resta a dúvida sobre o que é considerada uma política cambial eficiente.

Para Bresser Pereira (2009) a taxa de câmbio em economias em desenvolvimento tende a estar sobreapreciada. Esse fato colabora para que esses países não realizem o *catch up* necessário para o desenvolvimento econômico. A política econômica deveria fazer com que essa taxa de câmbio se tornasse mais competitiva, isso estimularia setores importantes e geraria crescimento econômico. Como o conceito de desenvolvimento aborda outras questões além do crescimento econômico, caberia aos formuladores de políticas distribuírem os frutos do crescimento para alcançar o desenvolvimento.

Como esse trabalho não tem como prioridade estabelecer como deveria ser a transformação de crescimento em desenvolvimento, esse tópico não será aprofundado. O que

é prioridade aqui é explicar como se dá o mecanismo de transmissão entre uma taxa de câmbio competitiva e o crescimento econômico. Para Bresser Pereira (2009), esse mecanismo pode ser compreendido quando são analisados o lado da oferta e o lado da demanda.

Analisando pelo lado da oferta, quando a taxa de câmbio está sobreapreciada, os salários reais serão artificialmente altos, pois o preço dos bens de consumo que são comercializáveis internacionalmente se reduz com a apreciação da moeda local. Dessa maneira, ao estabelecer que o consumo dependa dos salários e ordenados reais, o consumo interno também será artificialmente alto, devido à elevada propensão marginal a consumir.

Expondo o mesmo raciocínio de outra maneira, Araújo et al (2011), considera que os trabalhadores recebem um salário nominal e adquirem bens comercializáveis e não comercializáveis, então o custo de vida destes dependerá da taxa de câmbio nominal e da parcela de bens comercializáveis em sua cesta de consumo. Ao se considerar que “os preços são formados na economia de acordo com a regra kaleckiana, que relaciona o nível de preços com o salário nominal e o nível de produtividade com o *mark up*”, uma apreciação do câmbio real ou diminuição do preço dos comercializáveis em relação ao salário nominal significará aumento de salário real, já que a cesta de consumo do trabalhador em questão custará menos (ARAÚJO, et al. 2011).

Os salários reais cairão e o consumo interno diminuirá quando a política econômica trazer a taxa de câmbio para o nível competitivo ou de equilíbrio. Nesse contexto, abre-se espaço para o aumento da poupança interna, dado que haverá uma redução do consumo. Então, pelo lado da oferta a variável chave originada pela adoção de uma taxa de câmbio competitiva é o aumento da poupança interna.

Em contrapartida, com a apreciação cambial os lucros dos capitalistas cairão, seja pelo fato dos salários reais estarem artificialmente elevados, ou seja pelo lado da demanda em que essa classe poderá exportar e investir menos. Oportunidades de exportação existirão se a taxa de câmbio não for sobreapreciada, mas for competitiva, essas geram oportunidades de lucro. Então, as expectativas de lucro, embora dependam da demanda interna, dependem também das exportações. Pelo lado da demanda a adoção da taxa de câmbio competitiva aumenta os investimentos, dada às oportunidades de lucro geradas pela adoção da taxa.

Segundo Bresser Pereira (2009), a visão keynesiana coloca o crescimento econômico como dependente da taxa de poupança da economia, essa taxa depende da taxa de investimento que depende, por sua vez, dos lucros esperados. Então, uma taxa de câmbio competitiva na economia cria oportunidades de lucro pelo lado da demanda, o que aumenta a taxa de investimento, que, por sua vez, também é influenciada pelo aumento da poupança interna, gerado pelo lado da oferta. O aumento da taxa de investimento gera crescimento econômico.

Portanto, os salários reais terão uma variação em relação à taxa de câmbio em cada economia. Essa variação será tanto maior para cada família quanto maior for o consumo de bens comercializáveis; e maior a sensibilidade das exportações e importações à taxa de câmbio. Sendo que, sob qualquer hipótese, a variação só se altera em longo prazo (ARAÚJO, et al. 2011). Lucros, salários e ordenados, além de dependerem substancialmente do nível de produtividade da economia e do seu padrão de distribuição de renda, dependem também da taxa de câmbio.

3.2 Relações econômicas que levam a sobreapreciação cambial

A questão que se coloca é por que existe a tendência de sobreapreciação cambial nas economias em desenvolvimento. Segundo Bresser Pereira (2009), as duas causas estruturais da tendência da taxa de câmbio à sobreapreciação são: a doença holandesa e a atração do capital internacional.

Por um lado, a doença holandesa aprecia a moeda quando leva o equilíbrio cambial “industrial” para o equilíbrio cambial “corrente” (BRESSER-PEREIRA, 2009). Um país que possui grande parcela de sua produção baseada em commodities e em produtos primários possui dois equilíbrios da taxa de câmbio. Estes são o “corrente” e o “industrial”. Enquanto o equilíbrio “corrente” é o que equilibra intertemporalmente a taxa de câmbio, que é também a taxa para qual o mercado converge, o equilíbrio “industrial” torna os setores de bens produzidos com tecnologia de ponta economicamente viáveis, ou seja, esse equilíbrio permite aos setores de alta tecnologia serem lucrativos ou competitivos. A doença holandesa será mais grave quanto maior a diferença entre esses equilíbrios. Cabe aos formuladores de

política coordenar instrumentos para que esse dois equilíbrios possam convergir para um mesmo nível.

Por outro lado, a atração do capital internacional faz com que haja ingressos de capital que financiam o déficit em conta corrente e aumentam a dívida externa. Nesse processo a taxa de câmbio vai se apreciando gradualmente. Essa atração de capital é devido às altas taxas de lucro e de juros existentes nos países em desenvolvimento; e muitas vezes é consequência da política de crescimento com poupança externa (BRESSER-PEREIRA, 2009).

A captação de poupança externa foi um método muito utilizado por países em desenvolvimento ao promoverem seu crescimento, principalmente durante a década de 1970 onde foi possível a muitos países incorrerem em elevados déficits em conta corrente, e financiá-los com aumento da dívida financeira ou então patrimonial. O resultado dessa política foi a grande crise da dívida externa dos anos 1980. Nos anos 1990 a estratégia de crescimento foi retomada segundo a captação de poupança externa e a abertura da conta capital (BRESSER; GALA, 2007). Segundo esses autores, havia dois pressupostos por trás dessa proposta: primeiro, que “é natural que países ricos em capital transfiram seus capitais para países pobres em capitais”, e, segundo, que “a poupança externa recebida por um país transformar-se-á automaticamente em investimento produtivo”.

O estudo de Bresser & Gala (2007) conclui que a consequente sobreapreciação cambial dessa política, resultado do influxo de poupança externa, não é principalmente o crescimento da taxa de investimento, mas o aumento do consumo e do endividamento externo.

As relações entre a apreciação cambial e o aumento do consumo já foram expressas anteriormente ao citar o trabalho de Araújo et al (2011). Na medida em que a taxa de câmbio vai se apreciando o salário real tende a aumentar artificialmente, por esta razão o consumo aumenta. Então o impacto da apreciação tende a ser o aumento do consumo e não o aumento do investimento. Bresser Pereira (2009) acredita que apenas em condições favoráveis, quando o país está crescendo em um elevado ritmo e as expectativas das taxas de lucro também são elevadas, que a poupança externa poderá provocar crescimento, porque nesses momentos a elevação das expectativas de lucro aumenta o investimento, ao invés do consumo.

Outro aspecto que vale ser comentado é que a sobreapreciação cambial é também influenciada pela dinâmica atual dos mercados financeiros. O nível da taxa de câmbio depende cada vez mais dos fluxos de capitais e cada vez menos dos fluxos comerciais. Enquanto países, como o Brasil, apresentarem uma elevada rentabilidade para o capital financeiro, com elevadas taxas de lucro e de juros, os investidores continuarão a despejar capital e a taxa de câmbio continuará apreciada (BRESSER-PEREIRA, 2009).

3.3 Taxa de câmbio e a desindustrialização

Gala & Mori (2009) ao estudarem os impactos da taxa de câmbio no crescimento, defendem que essa taxa é um instrumento de política econômica fundamental para economias em desenvolvimento como o Brasil. A explicação para isso decorre do fato que o câmbio interfere diretamente na definição da viabilidade de setores econômicos que podem alavancar o crescimento da produtividade geral da economia, pois define a rentabilidade da produção por meio da relação dos preços entre os bens comercializáveis e não comercializáveis. Por isso, a manutenção de taxas apreciadas impede a transferência dos trabalhadores para os setores mais dinâmicos, dado que os preços dos não comercializáveis ficam artificialmente elevados, atrasando o processo de crescimento econômico (SONAGLIO, et al. 2010).

De acordo com Araújo (2009) *apud* Sonaglio et al (2010), as oscilações da taxa de câmbio modificam a posição de competitividade do País frente à indústria externa, porque os empresários não conseguem avaliar a lucratividade potencial dos investimentos. Dessa forma, o ambiente de especulação em relação à taxa de câmbio provoca efeitos negativos sobre o comércio e os investimentos das economias abertas. A redução da taxa de câmbio acaba por afetar as empresas nacionais de duas formas. A primeira pela redução das exportações e a segunda pela entrada de bens importados que ficam mais baratos. Assim, as flutuações de câmbio afetam o resultado da indústria nacional, principalmente o setor exportador, devido às mudanças nos preços relativos dos bens domésticos em relação aos estrangeiros, e influenciam, portanto, a estrutura produtiva da economia.

3.3.1 Impactos de Curto Prazo

Assumindo a ótica de curto prazo, o modelo de Bhaduri e Marglin (1990) *apud* Gala & Mori (2009) mostra como um câmbio relativamente depreciado pode contribuir para aumentos de investimento, poupança e acumulação de capital.

Esse modelo define uma função de investimento que depende da capacidade utilizada e de margens de lucro e uma função consumo que depende dos salários reais. O nível da taxa de câmbio é introduzido no processo de acumulação de capital. Para um dado nível de produtividade, o câmbio real define o nível de salários reais no curto prazo ao estabelecer o preço relativo entre bens comercializáveis e não comercializáveis. Segundo o modelo uma taxa de câmbio relativamente depreciada significa maior preço de bens comercializáveis, menores salários reais, maiores margens de lucro e maior investimento.

O modelo define a poupança agregada S dependendo de uma parcela fixa s do lucro dos capitalistas. Os trabalhadores não poupam, consomem o total de sua renda. Assim:

$$S = sR = s \left(\frac{R}{Y} \right) \left(\frac{Y}{Y^*} \right) Y^* \quad (3.1)$$

onde, R é a renda dos capitalistas, Y a renda total e Y^* o produto potencial. Se $h=R/Y$, sendo a porcentagem de renda dos capitalistas em relação à renda total; e $z = Y/Y^*$ sendo o nível de utilização da capacidade instalada e o produto potencial sendo $Y^* = 1$, a poupança agregada S passa a ser:

$$S = shz \quad (3.2)$$

Em que:

$$1 < h < 0 \quad (3.2.1)$$

$$1 < z < 0 \quad (3.2.2)$$

O modelo assume uma firma verticalmente integrada como representativa do processo produtivo e utiliza, a princípio, a seguinte regra de formação de preços de inspiração kaleckiana:

$$p = (1 + m)bw \quad (3.3)$$

onde, p é o nível de preços, w o salário nominal, $1/b$ a produtividade do trabalho e m o *mark-up* sobre os custos de trabalho.

Ao assumir W/Y como a participação dos trabalhadores na renda, N como trabalhadores empregados e $b = N/Y$, tem-se que:

$$\frac{W}{Y} = \frac{wN}{pY} = \frac{bw}{p} = \frac{1}{1+m} \quad (3.4)$$

Assim, a participação dos capitalistas na renda, $h = R/Y$ será:

$$h = \frac{R}{Y} = \frac{pY - wN}{pY} = 1 - \frac{W}{Y} = \frac{m}{1+m} \quad (3.5)$$

As equações (3.3), (3.4) e (3.5) mostram questões de distribuição de renda. Para um dado nível de produtividade, existe uma relação inversa entre *mark-up* e salário real. E, quanto maior o *mark-up*, maior a participação dos lucros na renda (h). Assim, uma participação maior dos lucros na renda implicará necessariamente uma menor participação dos salários.

Tendo em vista essas relações, é importante retomar o papel da taxa de câmbio na determinação do salário real e nas margens de lucro no curto prazo, e, portanto, nas relações distributivas da economia. Segundo Bresser-Pereira (2006) quanto mais apreciada está a taxa de câmbio, maiores serão os salários reais, já que o preço dos bens comercializáveis estará baixo na moeda local, especialmente no caso de commodities, em relação ao preço dos não comercializáveis (trabalho). Então o efeito da apreciação cambial será tanto mais intenso quanto maior for a parcela de bens comercializáveis na cesta de consumo dos trabalhadores, os quais recebem um salário nominal w e consomem bens comercializáveis e não comercializáveis. Portanto, no curto prazo, para dados níveis de produtividade e de padrão de distribuição da renda, os níveis de salário e lucro da economia dependerão também da posição do câmbio real.

Assumindo-se que o nível de preços pode ser definido como uma média entre preços de bens comercializáveis p^t e não comercializáveis p^{nt} , em que α representa a parcela dos preços de bens comercializáveis no nível de preços, tem-se que:

$$p = \alpha p^t + (1 - \alpha) p^{nt} \quad (3.6)$$

Assumindo-se ainda que a maioria dos preços dos bens comercializáveis em termos domésticos é definida endogenamente a partir do nível do câmbio nominal e e dos preços internacionais p^* ,

$$p^t = p^* e \quad (3.7)$$

Tendo em vista a equação (3.3), as margens de lucro e os salários reais dependerão do nível do câmbio real θ (relação entre preços de bens comercializáveis e não comercializáveis),

$$m = \left\{ \frac{\{(\alpha p^* e) + (1-\alpha) p n t\}}{b w} \right\} - 1 \quad (3.8)$$

Um aumento do preço de bens comercializáveis em relação ao salário nominal, causado por uma depreciação cambial, resultará numa redução do salário real e num aumento de lucros, se eventuais aumentos do salário nominal w forem menores do que os aumentos de preços dos bens comercializáveis, para dados níveis de preços internacionais. Para essa situação ocorrer é necessário que no curto prazo os salários nominais permaneçam constantes ou se movam de forma lenta. Portanto, o que se assume é uma relativa rigidez nominal e flexibilidade real em oposição à flexibilidade nominal e rigidez real.

Voltando a equação (3.2), tem-se a implícita hipótese de que os trabalhadores consomem toda a sua renda, então aumentos dos salários reais implicam em reduções do lucro. E uma vez que os trabalhadores não poupam, aumentos dos salários reais significarão reduções da poupança interna e aumentos de consumo. A consequência, se a demanda agregada cairá ou não, depende dos efeitos da queda das margens de lucro na função investimento.

Como já dito, a função investimento desse modelo depende positivamente da margem de lucro h e do nível da capacidade instalada z :

$$I = I(h, z), I_h > 0, I_z > 0 \quad (3.9)$$

Poupança e investimento se igualam no equilíbrio do mercado de bens (que define uma relação IS).

$$s h z = I(h, z) \quad (3.10)$$

O nível de utilização da capacidade instalada em relação às margens de lucro praticadas dependerá da seguinte derivada:

$$\frac{\partial z}{\partial h} = (I_h - sz)/(sh - I_z) \quad (3.11)$$

$$I_h = \frac{\partial I}{\partial h} > 0 \quad (3.12)$$

Gala & Mori (2009) colocam que a partir da condição keynesiana de que o equilíbrio no mercado de bens se dá por variações do nível de poupança e não de investimento ($sh - I_z > 0$) e como sh é sempre positivo, a utilização da capacidade instalada aumentará ou diminuirá, dependendo da diferença ($I_h - sz$). Se o investimento for pouco elástico a variações nas margens de lucro, quedas de salário real terão efeitos recessivos, pois a queda do consumo não será compensada por um aumento de investimento dos empresários ($I_h < sz$). Essa é a clássica tese do subconsumo, em que reduções de salário real diminuem o consumo e a demanda agregada. Se os investimentos forem altamente sensíveis à margem de lucro, tem-se então o efeito oposto. Reduções do salário real aumentarão os lucros que por sua vez aumentarão a demanda agregada e a utilização de capacidade instalada. A economia entrará numa trajetória do tipo *investment-led growth*.

Para a economia aberta, conforme Bhaduri e Marglin (1990) *apud* Gala & Mori (2009), são introduzidas funções para o volume de exportações X_t e importações X_m que dependem, respectivamente, do câmbio real θ e do nível de utilização da capacidade instalada z , com as seguintes elasticidades:

$$\left(\frac{dX_t}{d\theta}\right)\left(\frac{\theta}{X_t}\right) = \eta_t \quad (3.13)$$

$$\left(\frac{dX_m}{d\theta}\right)\left(\frac{\theta}{X_m}\right) = -\eta_m \quad (3.14)$$

$$\left(\frac{\partial X_m}{\partial z}\right)\left(\frac{z}{X_m}\right) = u \quad (3.15)$$

Assim, para o novo equilíbrio do mercado de bens, o total da poupança mais o gasto com importações M deverá se igualar ao total do investimento mais o gasto em exportações E ,

$$shz + M = I(h, z) + E \quad (3.16)$$

A derivada parcial de utilização de capacidade instalada em relação à margem de lucro será muita próxima da situação de economia fechada (3.11):

$$\frac{\partial z}{\partial h} = (I_h - sz)(gu + sh - I_z) \quad (3.17)$$

Em que, g representa a participação inicial de importações e exportações sobre o produto e u é a elasticidade do volume de importações em relação à utilização da capacidade instalada. Novamente assumindo-se que $(gu + sh - I_z) > 0$, chega-se a conclusões semelhantes às desenvolvidas anteriormente.

Portanto, Gala & Mori (2009) afirmam que no modelo em economia aberta, uma depreciação real do câmbio reduzirá o salário real e aumentará a margem de lucro dos empresários. Haverá aumento de investimento, exportações e nível de renda contanto que as funções sejam suficientemente elásticas.

Então, a influência do nível do câmbio real no investimento e poupança agregados via definição do nível do salário real representa um importante canal macroeconômico. Apreciações cambiais tendem a reduzir o investimento e a poupança agregados e depreciações têm o efeito oposto. Esta é a conclusão deste modelo apresentado.

3.3.2 Questões assumidas para o longo prazo

Para explicar o nível do câmbio real e o produto potencial na perspectiva do longo prazo, Gala & Mori (2009) se inspiram em modelos que seguem a tradição keynesiana e kaldoriana, nos quais a poupança prévia não é uma condição para o investimento agregado. Ou seja, o que permite os gastos de investimentos das empresas é o sistema financeiro, capaz de gerar crédito, de curto e de longo prazos. A renda agregada (salários e lucros) que será criada pela produção de máquinas e equipamentos no setor de bens de capital, dará origem à poupança necessária para a consolidação dos passivos financeiros. Assim, a renda criada no processo produtivo faz com que a poupança se ajuste ao investimento. A restrição ao crescimento e ao investimento não se dá pela poupança e sim pela demanda e pelo setor financeiro.

Nesse contexto, é importante ressaltar a “lei de Kaldor-Verdoon”, onde há uma relação positiva entre a taxa de crescimento da produtividade do trabalho e a taxa de crescimento da produção. O que significa dizer que processos de crescimento e de aumento de demanda puxado por investimento são, em geral, acompanhados por aumentos de produtividade.

A decisão do investimento em capital fixo, nesses modelos, é determinada pelo nível de utilização da capacidade instalada e pelas expectativas empresariais a respeito da expansão futura da produção e da demanda, o investimento é considerado uma variável endógena ao sistema. Então, os gastos com investimento não são um componente autônomo da demanda agregada. Para economias abertas, os componentes autônomos são as exportações e os gastos do governo, variáveis exógenas. Em modelos do tipo *export-led growth* a exportação é o componente da demanda agregada responsável por gerar crescimento sustentável, ou seja, essa variável passa a ser a principal explicação entre a diferença nas taxas de crescimento entre economias.

Gala & Mori (2009) colocam que, a nível setorial, o crescimento das exportações seria determinado pelo crescimento na indústria de transformação. Os retornos crescentes presentes na indústria de transformação levariam a um processo cumulativo de crescimento, conhecido como processo de causalidade cumulativa kaldoriano. As altas taxas de crescimentos em países em desenvolvimento estão associadas a participações crescentes da indústria no produto interno bruto (PIB).

A expansão da indústria de transformação estimula o aumento da produtividade e contribui para acelerar a taxa de progresso tecnológico da economia como um todo. Os aumentos de produtividade encontrados no setor industrial, principalmente na indústria de transformação, é o fator que explica a correlação entre o crescimento industrial e o desempenho geral da economia. Na medida em que há transferência de trabalhadores de setores de baixa produtividade para atividades industriais há aumento de produtividade que leva ao crescimento econômico. E como há excesso de oferta de trabalho nos setores tradicionais de baixa produtividade, a transferência de trabalhadores para os setores modernos tem pouco ou nenhum impacto no nível de produção dos setores tradicionais.

A questão primordial seria como inserir o nível do câmbio real na correlação entre o crescimento industrial e o desempenho geral da economia. Gala & Libânio (2007), expõem dois papéis fundamentais para a taxa de câmbio nesse processo. O primeiro diz

respeito ao estímulo permanente às exportações que seria criado se a economia assumisse uma taxa competitiva, dados o nível de renda da economia mundial e a especialização setorial da economia. O segundo aponta a importância do nível da taxa de câmbio como papel importante na determinação da especialização setorial da economia. Portanto, sobreavaliações cambiais são nocivas para o crescimento econômico, pois reduzem substancialmente a lucratividade da produção e investimento nos setores de bens comercializáveis manufatureiros. Ao realocar recursos para os setores não-manufatureiros, especialmente para a produção de commodities (com retornos decrescentes de escala), e para setores não-comercializáveis, as sobreavaliações cambiais acabam por afetar toda a dinâmica tecnológica da economia. Subavaliações, por outro lado, estimulam a produção e o investimento nos setores manufatureiros onde retornos crescentes de escala são possíveis.

A taxa de câmbio define a rentabilidade da produção de manufaturas através da relação comercializáveis/não-comercializáveis, então, define a viabilidade de setores econômicos importantes para o aumento da produtividade geral da economia. Um dos canais importantes de progresso técnico e aumento de produtividade fica bloqueado quando as sobreavaliações impedem a transferência de mão-de-obra dos setores de baixa produtividade para os de alta produtividade já que o preço dos bens não-comercializáveis fica artificialmente elevado. O bloqueio desse canal impede o aumento de produtividade, desestimulando o crescimento do setor industrial e, conseqüentemente, o crescimento da economia.

Segundo o conceito de desindustrialização assumido neste trabalho, a qual ocorre quando o setor industrial “perde importância como fonte geradora de empregos e/ou valor adicionado”, a sobreavaliação cambial ao reduzir o potencial crescimento da produtividade dos setores industriais mais tecnológicos (indústria de transformação) dificulta o processo de crescimento industrial e econômico. São relações que estão unidas, a taxa de câmbio deve ser competitiva para criar oportunidades de lucro e estimular investimentos, o câmbio apreciado age em sentido oposto retirando/reduzindo esses incentivos na economia.

Após definida essas relações fica mais fácil compreender o problema de pesquisa desse trabalho que se consolida em analisar se está ocorrendo desindustrialização no Brasil e se a política cambial colabora para que ocorra esse processo.

4 METODOLOGIA

A metodologia foi dividida em duas seções. A primeira expõe o modelo econométrico estimado para o período do primeiro trimestre de 1995 ao segundo trimestre de 2012 que está descrita na seção 4.1. A segunda expõe a análise que foi realizada nos indicadores da indústria e da taxa de câmbio para o período 2006 a 2012, descrita na seção 4.2.

4.1 Modelo econométrico

4.1.1 Modelos VAR/VEC

A análise de regressão múltipla com intuito de identificar se a taxa de câmbio pode estar influenciando direta ou indiretamente a participação da indústria de transformação no produto nacional foi realizada a partir da análise de co-integração utilizando o procedimento de Johansen (1988) para co-integração. Esse processo é o mais adequado quando se faz uso de variáveis não estacionárias, que inviabiliza o uso do MQO no estabelecimento de relações entre as variáveis. Outro aspecto importante recai sobre a estimação de modelos VAR (Vetor Autoregressivo) e VEC (vetor de correção de Erros), onde um dos principais objetivos é analisar os efeitos de inovações individuais sobre a dinâmica do sistema, implicando em ajustes na matriz de variância-covariância dos resíduos.

O primeiro passo para a decisão de estimativa sobre um modelo VAR ou VEC, e para a análise de co-integração é verificar a ordem de integração das variáveis de interesse. Dessa forma, há necessidade de se verificar a existência de raízes unitárias nas séries (participação da Indústria de Transformação e Taxa de Câmbio), tendo o cuidado de averiguar se a ordem de integração é a mesma para as variáveis.

O teste utilizado por este trabalho foi o ADF, que segundo Enders (1995) pode ser obtido a partir dos seguintes modelos:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \epsilon_i \quad (4.1.1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \epsilon_i \quad (4.1.2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \epsilon_i \quad (4.1.3)$$

Onde (4.1.1) é o teste sem a constante, (4.1.2) é o teste considerando a constante e (4.1.3) corresponde ao teste considerando constante e tendência, onde a hipótese nula de uma raiz unitária é feita sobre o coeficiente.

O modelo VAR consiste em um sistema de equações, em que cada variável que compõe o sistema é função dos valores das demais variáveis no tempo presente, dos seus valores e dos valores das demais variáveis defasadas no tempo, mais o termo de erro. As equações de um modelo VAR podem conter também segundo Enders (1995) tendências determinísticas e variáveis exógenas. Segundo Bueno (2008), o modelo auto-regressivo de ordem p, pode ser representado por um vetor com n variáveis endógenas, X_t :

$$AZ_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i Z_{t-i} + B \epsilon_t \quad (4.1.4)$$

em que A é uma matriz n x n que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor n x 1; X_t , além de estabelecer as interconexões entre as variáveis; B_0 é um vetor de constantes n x 1; B_i são matrizes de coeficientes n x n; ϵ_t é um vetor n x 1 de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, ou seja, $\epsilon_t \sim t. t. d. (0; I_n)$

Porém devido a endogeneidade das variáveis, o modelo (4.1.4) é normalmente estimado na sua forma reduzida,

$$\begin{aligned} Z_t &= A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i Z_{t-i} + A^{-1}B \epsilon_t \\ &= \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i Z_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (4.1.5)$$

Agora considerando que as variáveis Z seguem um processo estocástico integradas de ordem um (I(1)), o VAR pode ser estimado por primeira diferença como:

$$\Delta Z_t = \phi_0 + \phi_t \sum_{i=1}^p \Delta Z_{t-i} + e_t \quad (4.1.6)$$

Essa especificação captura apenas a relação de curto prazo entre as séries. Segundo Lütkepohl e Krätzig (2004), a diferença entre (4.1.6) e o vetor de correção de erro (VEC) é a presença do termo de correção de erros, que deverá ser incluído apenas se houver uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries. O termo de correção de erros informa sobre os desvios das séries em relação ao equilíbrio de longo prazo e pode ser escrito como um vetor das variáveis em nível defasadas em um período, isto é:

$$\Delta Z_t = \phi_0 + \Pi_p Z_{t-1} + \phi_t \sum_{i=1}^p \Delta Z_{t-i} + e_t \quad (4.1.7)$$

Onde o posto da matriz $n \times n$, $\Pi = \alpha\beta'$, corresponde ao número de equações de co-integração⁷. Assim, cada linha da matriz representa um vetor de co-integração de Z .

Isolando o termo de correção de erro tem-se:

$$\Pi_p Z_{t-1} = \phi_0 + \Delta Z_t + \phi_t \sum_{i=1}^p \Delta Z_{t-i} + e_t$$

Com isso, tem-se a combinação linear do lado direito estacionária. Logo, o termo de correção de erro será diferente de zero se e somente se as variáveis forem co-integradas, garantindo uma relação de equilíbrio de longo prazo. Para verificar o número de equações de co-integração no modelo, Johansen (1988) propôs um teste idêntico ao ADF, considerando um modelo AR(p):

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + e_t$$

Subtraindo Z_t em ambos os lados:

$$\Delta Z_t = (A_1 - I) Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + e_t$$

Que depois de alguns cálculos algébricos originará:

$$\Delta Z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Delta \beta_i + \Pi_p Z_{t-1} + e_t \quad (4.1.8)$$

Onde:

$$\beta = -(I - \sum_{i=1}^p A_i) \quad (4.1.9)$$

$$\Pi = -(I - \sum_{j=1}^p A_j) \quad (4.1.10)$$

⁷ Os coeficientes em β representam os estimadores da relação de equilíbrio de longo prazo. Os coeficientes em α capturam a velocidade de ajustamento do modelo à relação de equilíbrio. Portanto, o termo de erro mede os desvios temporários (de curto prazo) entre as variáveis que compõem o(s) vetor(es) de cointegração

O número de equações de co-integração dependerá do *rank* da matriz Π . Com efeito, o *rank* da matriz será igual ao número de vetores de co-integração. Ou seja, o *rank* da matriz Π é igual ao número de raízes características (autovalores) que diferem de zero.

Segundo Lütkepohl (2007) para realizar o teste de co-integração de Johansen pode-se utilizar dois testes específicos, o primeiro é o teste de traço $\lambda_{tr}(r)$, onde:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (4.1.11)$$

Esse teste assume como hipótese nula a existência de r^* vetores de co-integração contra a hipótese alternativa de $r > r^*$ vetores.

O segundo teste é o teste de máximo autovalor que testa a existência de r vetores de co-integração contra a alternativa de existência de $r + 1$ vetores, a estatística do teste é:

$$\lambda_{max}(r) = -T(1 - \lambda_{r+1}) \quad (4.1.12)$$

Serão analisadas as Funções Resposta Impulso (FRI). Que podem ser demonstradas a partir de um VAR representado por um vetor de médias móveis (VMM), admitindo que (4.1.6) seja estacionário e um VAR (1), então a solução particular através da interação para trás é dado por:

$$Z_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-1} \quad (4.1.13)$$

Considerando agora, que o modelo VAR tenha duas variáveis (y e x), e seja expresso em forma matricial, então o modelo (4.1.13) pode ser representado na seguinte estrutura:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{x} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-1} \\ e_{2t-1} \end{bmatrix} \quad (4.1.14)$$

A equação (4.1.14) expressa em termos de y_t e x_t em termos das sequencias dos erros, mas dado o objetivo do VAR, pode-se expressá-la em termos das sequencias de choques puros:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{yt} \\ V_{xt} \end{bmatrix} \quad (4.1.15)$$

Operacionalizando a matriz (2 x 2), $\varphi(i)$, com os seus elementos $\varphi_{jk}(i)$ obtém-se:

$$\varphi_{jk}(i) = \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (4.1.16)$$

Substituindo (4.1.16) em (4.1.15) e fazendo $k=1,2$ e $j=1,2$, encontra-se:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{x} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \varphi_{11}(i) & \varphi_{12}(i) \\ \varphi_{21}(i) & \varphi_{22}(i) \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} V_{y_{t-1}} \\ V_{x_{t-1}} \end{bmatrix} \quad (4.1.17)$$

Que na forma compacta é:

$$Z_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_{jk}(i) V_{t-i} \quad (4.1.18)$$

Dessa forma os coeficientes $\varphi_{jk}(i)$ podem ser usados para medir os efeitos dos choques puros sobre a trajetória temporal das sequências de y e x .

Por fim, foi realizada a decomposição da variância, a qual, segundo Bueno (2008) permite dizer que proporção da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. Considerando (4.1.18):

$$Z_{t+h} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_{jk}(i) V_{t+h-i}$$

Calculando o erro de previsão tem-se:

$$Z_{t+h} + E_t(Z_{t+h}) = \mu + \sum_{i=0}^{h-1} \varphi_{jk}(i) V_{t+h-i}$$

Trabalhando apenas a variável y_{t+h} :

$$\begin{aligned} y_{t+h} + E_t(y_{t+h}) &= \psi_{0,11} V_{y_{t+h}} + \psi_{1,11} V_{y_{t+h-1}} + \dots + \psi_{h-1,11} V_{y_{t+1}} + \\ &+ \psi_{0,12} V_{x_{t+h}} + \psi_{1,12} V_{x_{t+h-1}} + \dots + \psi_{h-1,12} V_{x_{t+1}} \end{aligned} \quad (4.1.19)$$

Logo:

$$\sigma_y^2(h) = \sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2) + \sigma_x^2 \begin{pmatrix} \psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \\ \psi_{h-1,12}^2 \end{pmatrix} \quad (4.1.20)$$

4.1.2 Modelo específico e variáveis utilizadas

No intuito de verificar os efeitos de algumas variáveis macroeconômicas sobre o desempenho da participação da indústria de transformação no PIB foi realizada uma análise econométrica, através da estimação de um modelo (VEC). O período considerado na estimação engloba do primeiro trimestre de 1995 ao segundo trimestre de 2012, perfazendo um total de 70 observações trimestrais e a descrição das variáveis é apresentada a seguir:

IND: participação da indústria de transformação no PIB. Relação entre o PIB a preços correntes da indústria de transformação e o PIB a preços de mercado do total da economia, obtidos a partir dos dados disponíveis no IBGE – Contas Nacionais Trimestrais expressos em milhões de reais.

CR: para a taxa de câmbio a variável escolhida foi Taxa de câmbio real efetiva⁸, disponibilizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

PROD: estimativa da produtividade do trabalho. Obtida através da divisão do índice da produção física industrial, divulgado pela Pesquisa Industrial Mensal (PIM) do IBGE, pelo índice número de horas trabalhadas na produção calculado pela CNI, tal como divulgado através do Banco Central do Brasil.

TJLP: taxa de juros de longo prazo, extraída do Banco Central do Brasil (BCB).⁹

Todas as séries temporais estão apresentadas na forma de logaritmo para que os coeficientes possam ser interpretados como elasticidades e os testes foram realizados através da utilização do pacote econométrico *Eviews* – versão 5.0.

Espera-se que a variável participação da indústria de transformação no PIB responda positivamente aos aumentos na produtividade e na taxa de câmbio (depreciação

⁸ A escolha dessa variável tem por razão o fato dessa série representar uma medida da competitividade das exportações brasileiras calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil. A paridade do poder de compra é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preço por Atacado (IPA) do país em caso e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) do Brasil. As ponderações utilizadas são as participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras em 2001.

⁹ Como o objetivo da estimação dos modelos é ver se ocorre uma relação de longo prazo entre as variáveis, optou-se pela escolha da taxa de juros de longo prazo.

cambial). Por outro lado, espera-se que tenha resposta negativa aos aumentos nas taxas de juros de longo prazo.

4.2 Dados da indústria e taxa de câmbio

Para a análise estatística dos indicadores e da taxa de câmbio foram calculadas as variações (%) das variáveis pessoal ocupado, produção física, exportações e taxa de câmbio. E também foi realizada análises de correlação entre as variáveis e a taxa de câmbio.

As variações (%) das variáveis pessoal ocupado, produção física são representadas pela seguinte fórmula:

$$\text{Variação (\%)} \text{ do } \frac{\text{mês}_i}{\text{mês}_j} = \text{índice}_i - \text{índice}_j \quad (4.2.1)$$

A variação calculada para as exportações dos setores industriais também seguiram a equação (4.2.1).

Já para a taxa de câmbio a variação (%) foi calculada pela fórmula:

$$\text{Variação (\%)} \text{ câmbio do } \frac{\text{mês}_i}{\text{mês}_j} = \left(\frac{\text{câmbio}_i}{\text{câmbio}_j} \right) - 1 \times 100 \quad (4.2.2)$$

As matrizes de correlação expostas são duas. Uma contempla as variáveis: pessoal ocupado, produção física e taxa de câmbio. E a segunda, utiliza as exportações por setor industrial e a taxa de câmbio. Ambas seguem a seguinte caracterização:

$$[R] = \begin{bmatrix} r_{1,1} & \cdots & r_{1,y} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{x,1} & \cdots & r_{x,y} \end{bmatrix} \quad (4.2.3)$$

Em que $r_{x,y}$ é o coeficiente de correlação entre a variável x e a variável y, mostrado pela equação (4.2.4).

$$r_{x,y} = \frac{\sum(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{(\sum(x_i - \bar{x})^2)(\sum(y_i - \bar{y})^2)}} \quad (4.2.4)$$

Os dados utilizados para a análise da indústria de transformação e para a taxa de câmbio foram:

Pessoal Ocupado (PO): A variável representativa do pessoal ocupado é o índice de base fixa mensal com ajuste sazonal do pessoal ocupado assalariado para a indústria de transformação, divulgada pela Pesquisa Mensal de Emprego e Salário (PIMES) do IBGE.

Produção Física (PF): Assim como o pessoal ocupado, a variável representativa da produção física é o índice de base fixa mensal com ajuste sazonal da produção física para a indústria da transformação, divulgada pela PIM do IBGE.

Valor adicionado da indústria de transformação: Variável utilizada para avaliar a perda de importância da indústria de transformação no PIB. Coletada na série: Produto Interno Bruto (PIB) - indústria de transformação: valor adicionado a preços básicos. Disponível no IPEA-Data.

Participação da indústria de transformação no PIB e a taxa de Câmbio real efetiva são as mesmas descritas na seção 4.1.2.

Exportações por intensidade tecnológica: Dados fornecidos pela Secretaria de Comércio Exterior (SECEX/MDIC) em milhões de dólares FOB, a preços de 2000. Divididos em quatro intensidades tecnológicas: média, média-alta, média e baixa tecnologia.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

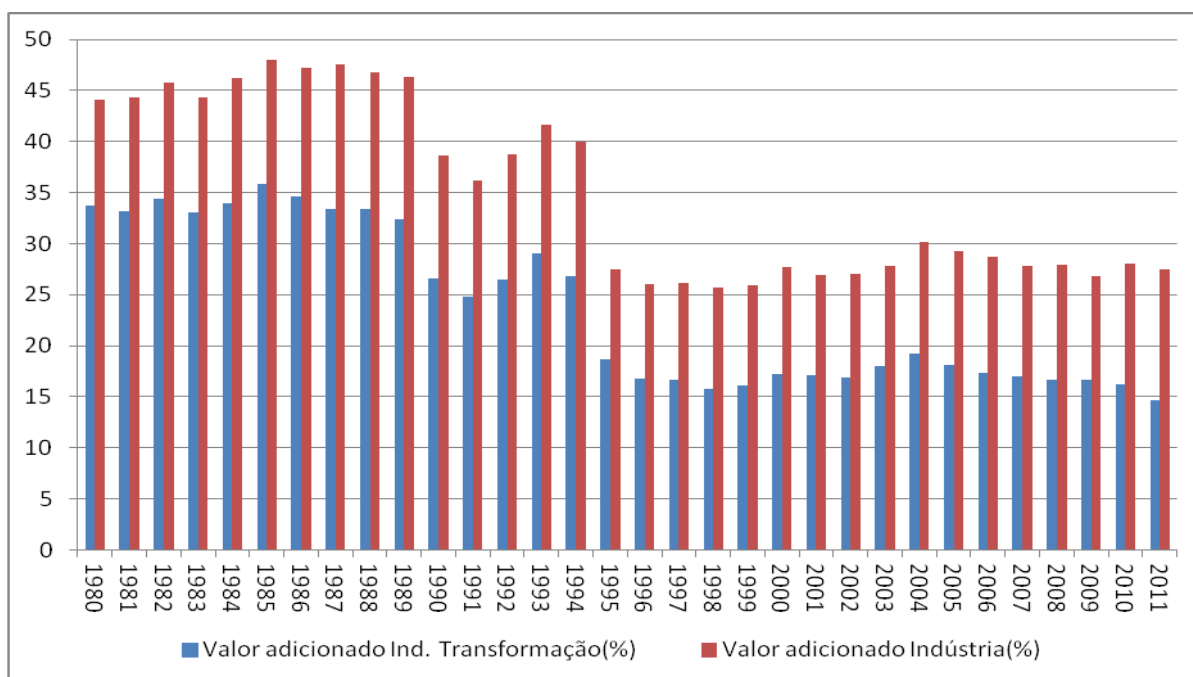
5.1 Sobre o processo de desindustrialização no Brasil

O conceito adotado por este estudo diz que uma economia se desindustrializa quando o setor industrial “perde importância como fonte geradora de empregos e/ou valor adicionado” (OREIRO; FEIJÓ, 2010, p.221). Optou-se por realizar uma investigação dos dados sobre o valor adicionado da indústria.

A Figura 1 apresenta o valor adicionado da indústria e o valor adicionado da indústria de transformação ambos em (%) do PIB para os anos 1980 a 2011.

Os dados mostram, de 1980 a 1994, valores significativamente mais elevados para o valor adicionado da indústria e para o valor adicionado da indústria de transformação. Considerando que a média do valor adicionado da indústria para o período foi de 35,08% do PIB, os anos entre 1980 e 1994 apresentaram valores superiores à média. O mesmo raciocínio vale para o valor adicionado da indústria de transformação, que teve uma média no período de 23,77% do PIB, e apresentou valores maiores que essa média entre 1980 e 1994.

Figura 1 – Valor adicionado da indústria de transformação e da indústria como porcentagem do PIB– 1980 a 2012



Fonte: IPEA-Data

Considerando o período 1995 a 2011, essas variáveis sofrem poucas oscilações. A variação entre o período de 1980 e os demais anos da série pode ser explicada pelas mudanças que a economia brasileira passou no final da década de 1980 e início da década de 1990, a saber: aumento da competição interna e externa, causado pela abertura comercial e financeira, privatização em diversos segmentos industriais, e sobrevalorização da taxa real de câmbio no período 1995-1998.

Pelos resultados é possível afirmar que o valor adicionado da indústria de uma forma geral sofreu uma queda devido às mudanças passadas pela economia brasileira, mas para o período de 1995 a 2011 houve pouca mudança em sua evolução.

O processo de desindustrialização entre 1980 e 2011 é caracterizado pela queda de mais de 16 pontos percentuais do valor adicionado da indústria no PIB e de mais de 19 pontos percentuais do valor adicionado da indústria de transformação no PIB. As mudanças na economia brasileira no final da década de 1980 e início da década de 1990 causaram perturbações o valor adicionado da indústria. Então, o propósito de investigar como as variáveis macroeconômicas impactaram a indústria de transformação é válido para a compreensão do período 1995 a 2012.

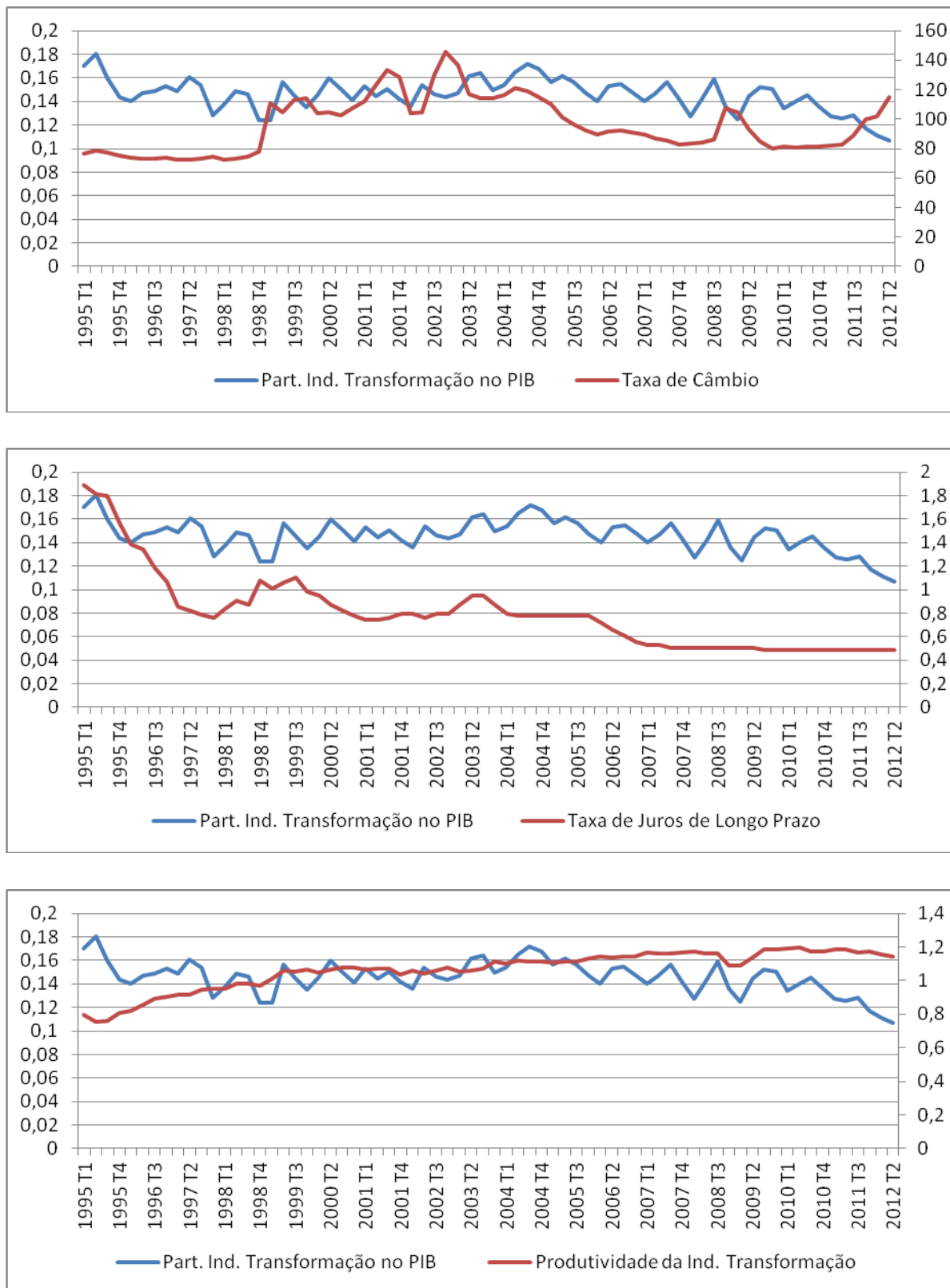
5.2 Análise do período 1995 a 2012

Nesta seção são apresentadas as séries utilizadas, os testes aplicados sobre as séries e os resultados obtidos para o componente econométrico. Para isso, inicialmente são expostas as séries temporais das variáveis de forma gráfica, depois são apresentados os resultados acerca dos testes de raiz unitária para determinação da estacionaridade e então os testes de co-integração para a avaliação de uma possível relação de longo prazo entre as variáveis. Também é detalhado o modelo econométrico selecionado e analisada a decomposição da variância.

5.2.1 Análise gráfica das Variáveis

Primeiramente, apresentam-se as séries temporais das variáveis em nível escolhidas para o componente econométrico na Figura 2. Foram construídos gráficos com dois eixos verticais, um representando a participação da indústria de transformação no PIB e o outro representando a variável que se deseja comparar (taxa de câmbio, produtividade da indústria de transformação e taxa de juros de longo prazo).

Figura 2 – Séries Temporais das Variáveis: Participação da indústria de transformação no PIB; Taxa de Câmbio; Produtividade da Indústria de transformação; e Taxa de Juros de Longo Prazo. Em nível – 1º Trim. 1995 – 2º Trim. 2012



Fonte: Elaborado pelo autor

Observa-se pela Figura 2 que os dados apresentam volatilidade durante os trimestres analisados, de forma que uma análise preliminar dos gráficos permite dizer que há evidências de não-estacionaridade das séries, devido a mudanças no comportamento da média e a presença de tendência.

A evolução da participação da indústria de transformação no PIB oscila muito durante o período, ficando em torno de uma média de 14,58%. Nos últimos trimestres da série é observada uma tendência de queda. A taxa de câmbio se mantém valorizada até o último trimestre de 1998, por ser este o período em que se vigorou uma taxa de câmbio administrada pelo Plano Real. No primeiro trimestre de 1999 ocorre uma desvalorização cambial. Considerando a média da taxa de câmbio durante o Plano Real (74,55), o aumento dessa variável no primeiro trimestre de 1999 foi de 48,71%. Até o final do período a taxa de câmbio apresenta oscilações, sendo importante notar dois períodos em que essa variável sofre queda, do primeiro trimestre de 2006 ao terceiro trimestre de 2008, e, do quarto trimestre de 2009 ao segundo trimestre de 2011. Após o segundo trimestre de 2011 a taxa de câmbio sofre depreciações. Por esta análise, não é possível afirmar que em épocas de valorizações ou apreciações cambiais a indústria de transformação perde sua participação no PIB.

Em relação a produtividade na indústria de transformação é possível notar uma tendência de alta dessa variável durante todo o período analisado. A partir do segundo trimestre de 2005, observa-se que a produtividade aumenta, enquanto a participação dessa indústria no PIB se reduz. Finalmente, a taxa de juros de longo prazo apresenta uma tendência de baixa durante todo período. Entre o primeiro trimestre de 1995 e o segundo trimestre de 2012 houve uma redução de 74,6% no valor dessa variável. Apesar dessa baixa expressiva, não se pode notar um estímulo ao aumento da participação da indústria de transformação no PIB a partir da análise do gráfico.

5.2.2 Resultados do modelo estimado

Para avaliar estatisticamente a não-estacionaridade das séries temporais utilizadas, utiliza-se o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF). O teste foi realizado em quatro situações distintas: i) a série em nível com intercepto; ii) a série em nível com

intercepto e tendência; iii) a série em primeira diferença com intercepto; e, iv) a série em primeira diferença com intercepto e tendência.

O resultado do teste de raiz unitária para as variáveis em logaritmo natural encontram-se na Tabela 1¹⁰.

5.2.2 Resultados do modelo estimado

Para avaliar estatisticamente a não-estacionaridade das séries temporais utilizadas, utiliza-se o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF). O teste foi realizado em quatro situações distintas: i) a série em nível com intercepto; ii) a série em nível com intercepto e tendência; iii) a série em primeira diferença com intercepto; e, iv) a série em primeira diferença com intercepto e tendência.

O resultado do teste de raiz unitária para as variáveis em logaritmo natural encontram-se na Tabela 1¹¹.

Tabela 1 – Teste ADF para as variáveis selecionadas (em ln)

Série	Modelo	ADF - Nível		ADF-1ª diferença	
		Estatística t	VC (5%)	Estatística t	VC (5%)
LN CR	Com const. e com tend.	-1,779440	-3,476275	-6,543218	-3,477275
	Com cons. sem tend.	-1,776792	-2,904198	-6,602986	-2,904848
LN IND	Com const. e com tend.	-0,730926	-3,481595	-3,509357	-3,481595
	Com cons. sem tend.	-0,184604	-2,907660	-3,139171	-2,907660
LN PROD	Com const. e com tend.	-1,834370	-3,476275	-8,817592	-3,477275
	Com cons. sem tend.	-2,764172	-2,904198	-7,960027	-2,904848
LN TJLP	Com const. e com tend.	-3,285232	-3,480463	-4,175764	-3,480463
	Com cons. sem tend.	-1,611778	-2,906923	-4,205590	-3,168039

Fonte: Elaborado pelo autor

¹⁰ Os resultados foram obtidos através do pacote econométrico Eviews 5.0

¹¹ Os resultados foram obtidos através do pacote econométrico Eviews 5.0

Em todas as séries não se pode rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária a 5%, portanto, pode-se concluir que todas são integradas de mesma ordem, porém a primeira diferença corrigiu a estacionariedade, portanto, as séries são integradas de ordem um (I(1)).

Antes de estimar o vetor de correção de erro é necessário adotar algum critério para selecionar o número de defasagens que será considerado no modelo, para isso foi estimado um modelo VAR. O teste para escolha do número de defasagens (lags) baseou-se nos critérios de Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannan-Quinn (HQ)¹², a Tabela 2 apresenta as estatísticas para os três critérios além do Erro final de previsão (FPE), a estatística sequencial modificada de Lagrange (LR).

Tabela 2 – Teste para a escolha do número de defasagens (lags)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	192,30660	NA	3,27E-08	-5,88458	-5,74965	-5,83142
1	421,57090	422,70620	4,17E-11	-12,54909	-11,87444*	-12,28331
2	439,16600	30,24159	4,00E-11	-12,59894	-11,38457	-12,12054
3	476,47790	59,46574	2,09E-11	-13,26493	-11,51084	-12,57391*
4	494,98190	27,17783*	1,99e-11*	-13,34319*	-11,04937	-12,43954
5	504,09290	12,24278	2,59E-11	-13,12790	-10,29437	-12,01163
6	516,79210	15,47724	3,09E-11	-13,02475	-9,65150	-11,69586

Fonte: Elaborado pelo autor

O critério SC indica que o melhor modelo VAR seria com um lag de defasagem; o critério HQ indica que seria um VAR com três lags de defasagem; e, os critérios LR, FPE e AIC indicam que o melhor modelo seria um VAR com quatro lags de defasagem. O que foi realizado foi a estimação de modelos que possuíram até quatro lags de defasagem, então se optou por aquele que apresentou melhor comportamento (normalidade, homocedasticidade e ausência de correlação nos resíduos).

Antes de tomar a primeira diferença das séries e estimar um vetor auto-regressivo (VAR), foi feito um teste de co-integração para verificar se as variáveis apresentaram uma relação de equilíbrio de longo prazo. A Tabela 3 sumariza os resultados para as variáveis em

¹² Para detalhes sobre esses critérios ver Lütkepohl (2007)

logaritmo natural com relação as cinco formas funcionais do teste de co-integração de Johansen pelos critérios AIC e SC.

Tabela 3 – Sumário dos Resultados para o Teste de Co-integração de Johansen, para as variáveis em logaritmo natural – Critério de Informação Akaike (AIC) e Schwarz (SC)

Nº de vetores de co-integração	Critérios	Tendência Determinística				
		Não	Não	Linear	Linear	Quadrática
		Sem Intercepto	Com Intercepto	Com Intercepto	Com Intercepto	Com Intercepto
		Sem Tendência	Sem Tendência	Sem Tendência	Com Tendência	Com Tendência
0	AIC	-12,80487	-12,80487	-12,80392	-12,80392	-12,81853
	SC	-11,21239	-11,21239	-11,07874	-11,07874	-10,96064
1	AIC	-13,19682	-13,16737	-13,11009	-13,18993	-13,22368
	SC	-11,33894*	-11,2763	-11,11949	-11,16616	-11,10038
2	AIC	-13,22847	-13,18176	-13,13159	-13,18845	-13,23114*
	SC	-11,10517	-10,9921	-10,87558	-10,86608	-10,84242
3	AIC	-13,09986	-13,03913	-13,0168	-13,1651	-13,22024
	SC	-10,71115	-10,55088	-10,49538	-10,54415	-10,56611
4	AIC	-12,87103	-12,83729	-12,83729	-13,0195	-13,0195
	SC	-10,21691	-10,05046	-10,05046	-10,09996	-10,09996

Fonte: Elaborado pelo autor

Pelos resultados apresentados na Tabela 3 é possível depreender que o teste de co-integração de Johansen, através da minimização do critério Akaike, aponta a presença de dois vetores de co-integração e há presença de tendência determinística quadrática. Já o critério Schwarz aponta a presença de um vetor de co-integração entre as variáveis em logaritmo natural a serem utilizadas no componente econométrico. Além disso, esse critério aponta que não há tendência determinística, de maneira que a melhor forma funcional para o teste seria sem a inclusão de intercepto e de tendência nas equações de co-integração. Por ser mais parcimonioso, as especificações do critério de Schwarz foram escolhidas para a composição dos testes do traço e do máximo auto-valor, apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 – Teste de Co-integração de Johansen

Estatística do Traço			
Hipóteses testada	Autovalores	Estatística do Traço	VC
Nº de CE			$\alpha=5\%$
Nenhuma *	0,469736	68,36688	40,17493
No máximo 1 *	0,239723	26,49783	24,27596
No máximo 2	0,107574	8,409064	12,3209
Estatística do Máximo Autovalor			
Nenhuma *	0,469736	41,86906	24,15921
No máximo 1 *	0,239723	18,08876	17,7973
No máximo 2	0,107574	7,511558	11,2248

Fonte: Elaborado pelo autor

De acordo com o teste do traço e do máximo autovalor, é possível rejeitar a hipótese nula de que não há equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. O teste de Johansen mostra que há duas equações de co-integração ao nível de significância de 5%, pois a estatística tanto do traço como do máximo autovalor são maiores do que os valores críticos do teste e esse comportamento se repete duas vezes para cada teste.

A presença de vetores de co-integração entre as variáveis impõe a necessidade da forma econométrica de estimação ser o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), para demonstrar as relações de longo prazo. Desta forma, foram estimados VEC com dois vetores de co-integração testando a quantidade de lags de defasagem. O modelo VEC escolhido¹³ apresentou o melhor comportamento (normalidade, homocedasticidade e ausência de autocorrelação dos resíduos)¹⁴.

¹³ Para a estrutura do modelo VEC escolhido ver Apêndice - A .

¹⁴ Para as estatísticas do Teste LM de Autocorrelação Serial nos Resíduos, do Teste de Normalidade de Jarque-Bera e do Teste de Heterocedasticidade de White, Ver Apêndice B, C e D, respectivamente.

Em sua forma matricial o modelo VEC estimado segue a seguinte especificação:

$$\begin{array}{l}
 \left| \begin{array}{l} D(LNIND)(t) \\ D(LNPROD)(t) \\ D(LNCR)(t) \\ D(LNTJLP)(t) \end{array} \right| = \left| \begin{array}{cc} 0,379 & -0,290 \\ 0,013 & -0,183 \\ -0,612 & 0,587 \\ 0,317 & -0,468 \end{array} \right| \left| \begin{array}{cccc} 1,000 & - & 0,378 & -0,326 \\ - & 1,000 & -0,015 & 0,143 \end{array} \right| \left| \begin{array}{l} LMIND(t-1) \\ LMPROD(t-1) \\ LMCR(t-1) \\ LMTJLP(t-1) \end{array} \right| \\
 + \left| \begin{array}{cccc} -0,749 & 1,444 & 0,100 & -0,148 \\ -0,040 & 0,175 & 0,024 & 0,063 \\ 0,743 & -0,834 & 0,276 & 0,383 \\ -0,236 & -0,155 & 0,076 & 0,217 \end{array} \right| \left| \begin{array}{l} D(LNIND)(t-1) \\ D(LNPROD)(t-1) \\ D(LNCR)(t-1) \\ D(LNTJLP)(t-1) \end{array} \right| \\
 + \left| \begin{array}{cccc} -0,933 & 0,474 & -0,042 & 0,024 \\ -0,300 & -0,012 & -0,065 & -0,071 \\ 0,463 & -0,973 & -0,232 & -0,525 \\ -0,345 & 0,621 & 0,124 & 0,394 \end{array} \right| \left| \begin{array}{l} D(LNIND)(t-2) \\ D(LNPROD)(t-2) \\ D(LNCR)(t-2) \\ D(LNTJLP)(t-2) \end{array} \right| \\
 + \left| \begin{array}{cccc} -0,441 & 1,164 & 0,256 & 0,253 \\ -0,026 & -0,077 & 0,007 & 0,024 \\ 0,355 & -1,150 & -0,259 & 0,042 \\ -0,161 & 0,026 & -0,036 & 0,188 \end{array} \right| \left| \begin{array}{l} D(LNIND)(t-3) \\ D(LNPROD)(t-3) \\ D(LNCR)(t-3) \\ D(LNTJLP)(t-3) \end{array} \right| \\
 + \left| \begin{array}{cccc} 0,065 & 0,740 & 0,167 & 0,207 \\ 0,057 & 0,076 & 0,043 & 0,095 \\ 0,025 & -0,339 & -0,167 & 0,095 \\ -0,165 & 0,024 & 0,006 & -0,173 \end{array} \right| \left| \begin{array}{l} D(LNIND)(t-4) \\ D(LNPROD)(t-4) \\ D(LNCR)(t-4) \\ D(LNTJLP)(t-4) \end{array} \right| + \left| \begin{array}{l} u_1(t) \\ u_2(t) \\ u_3(t) \\ u_4(t) \end{array} \right|
 \end{array}$$

(5.2.1)

Os dois vetores de co-integração do modelo sinalizam a existência de relações de longo prazo entre as variáveis. Ou seja, o modelo sinaliza a existência dessas relações de longo prazo entre a participação da indústria de transformação, a produtividade dessa indústria, a taxa de câmbio e a taxa de juros de longo prazo.

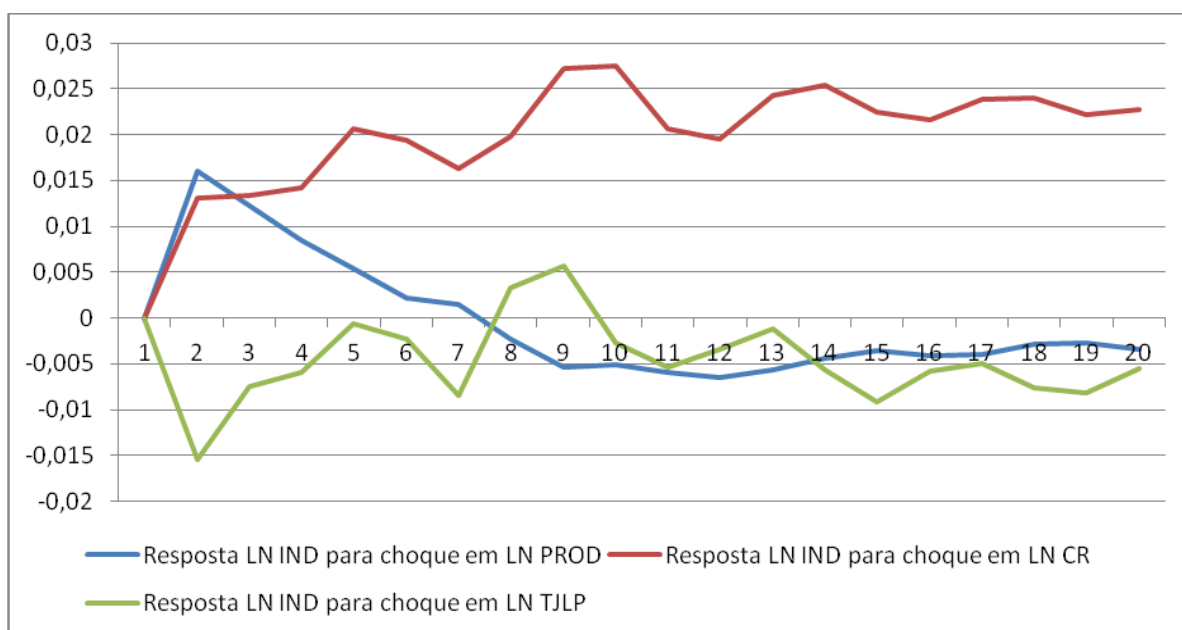
A função impulso-resposta ilustra os coeficientes do VEC e apresenta a resposta da variável dependente a um choque de um desvio padrão nas variáveis independentes.

Pela Figura 3 pode-se observar que um choque na variável produtividade conduz a um aumento da participação da indústria de transformação no PIB, que atinge um pico no segundo trimestre e, a partir de então assume um efeito decrescente e, a partir do oitavo trimestre passa a ser negativo, até um patamar inferior ao inicial.

Um choque na variável taxa de câmbio conduz a um aumento da participação da indústria de transformação no PIB, assumindo um efeito crescente (com a observação de picos) e positivo até um patamar superior ao inicial. Pela análise da função impulso-resposta comprovou-se a relação de que a depreciação cambial leva ao aumento da participação da indústria de transformação no PIB.

Finalmente, se ocorre um choque na taxa de juros de longo prazo, a participação da indústria de transformação no PIB reage inicialmente com uma queda, a partir do segundo trimestre inicia uma reação positiva, entre o sétimo e o décimo trimestre o efeito é positivo, voltando a ser negativo no décimo primeiro trimestre até um patamar inferior ao inicial e ainda negativo.

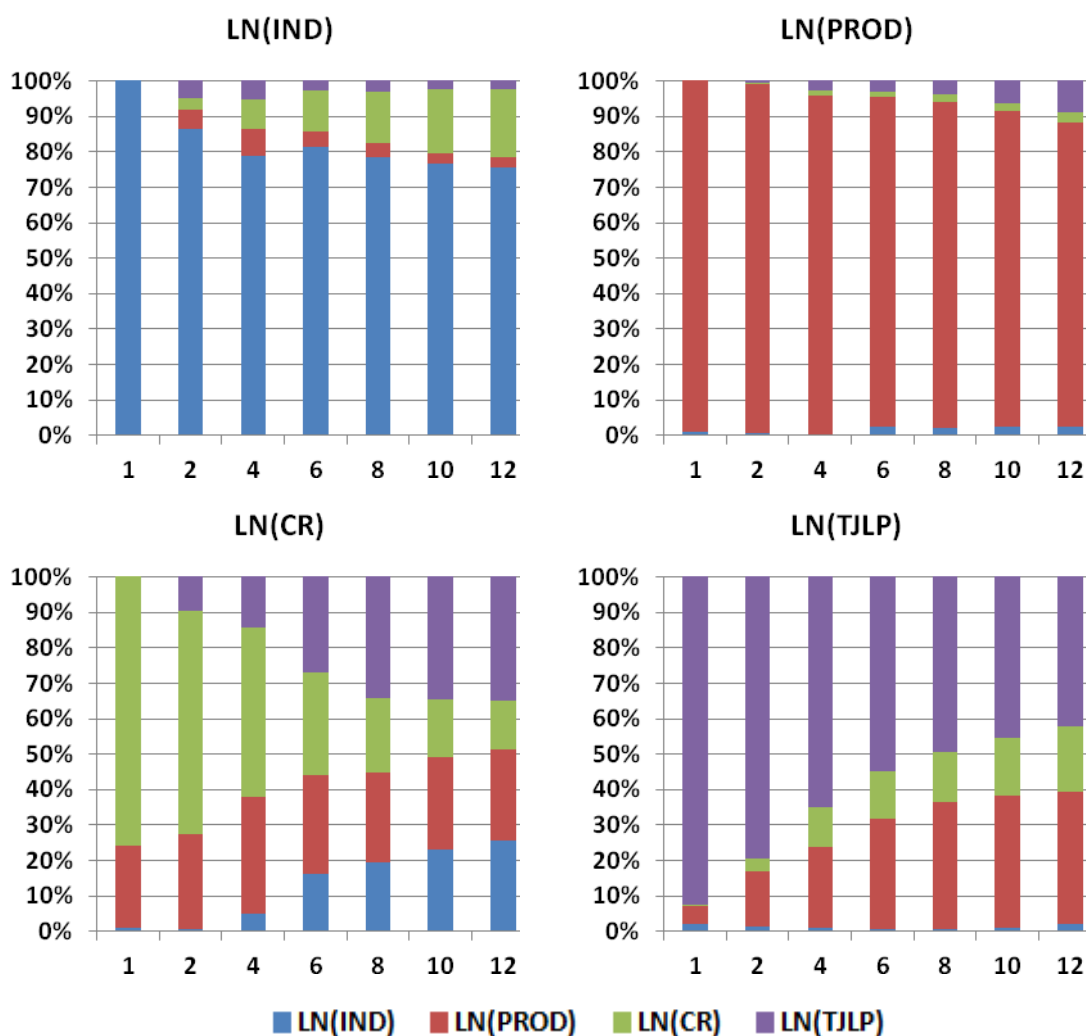
Figura 3 – Função impulso-resposta a variações na produtividade, taxa de câmbio e taxa de juros de longo prazo na participação da indústria de transformação no PIB.



Fonte: Elaborado pelo autor

A decomposição da variância dos erros de previsão é uma ferramenta útil por mostrar a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis em consideração n períodos à frente. Grande parte da variância explicada (mais de 50%) se deve a própria variável explicada. Nesse caso a primeira parte da Figura 4 mostra quanto da variância da participação da indústria de transformação no PIB é explicada por ela mesma e pelas demais variáveis. Praticamente o comportamento da participação dessa indústria no PIB é explicado por suas próprias variações, a partir do 2º período parte dessa variação passa a ser explicada pela taxa de câmbio; e esta passa a ser a segunda variável que mais explica a variância da participação da indústria de transformação no PIB.

Figura 4 – Resultado da decomposição da variância dos erros de previsão, considerando o ordenamento de Cholesky para os períodos 1, 2, 4, 6, 8, 10 e 12.



Fonte: Elaborado pelo autor

A decomposição da variância da produtividade na indústria de transformação mostra que o segundo fator que mais explica essa variância é a taxa de juros de longo prazo. Em relação à taxa de câmbio, sua variância com o passar dos períodos, vai sendo explicada cada vez mais pelas outras variáveis. A taxa de juros de longo prazo e a participação da indústria de transformação no PIB passam a explicar 35,08% e 25,75%, respectivamente, a variância da taxa de câmbio no 12º período. Já o fator que assume a segunda maior proporção para explicar a variância da taxa de juros no longo prazo com o passar dos períodos é a produtividade da indústria de transformação, seguida pela taxa de câmbio e pela participação da indústria de transformação no PIB.

5.3 Análise do período 2006 a 2012

A relevância de se destacar a análise do período de 2006 a 2012 deve-se ao fato de que este período representa as mudanças macroeconômicas mais atuais na economia brasileira. Oreiro (2011) define a mudança de um regime de política econômica para este período, o qual se tornou mais flexibilizado; e, ainda há destaque para o período pós crise de 2008. A partir desta seção são apresentados os resultados encontrados para a indústria de transformação após esta flexibilização do regime de política macroeconômica.

5.3.1 Desempenho dos índices da Indústria de Transformação e da Taxa de Câmbio

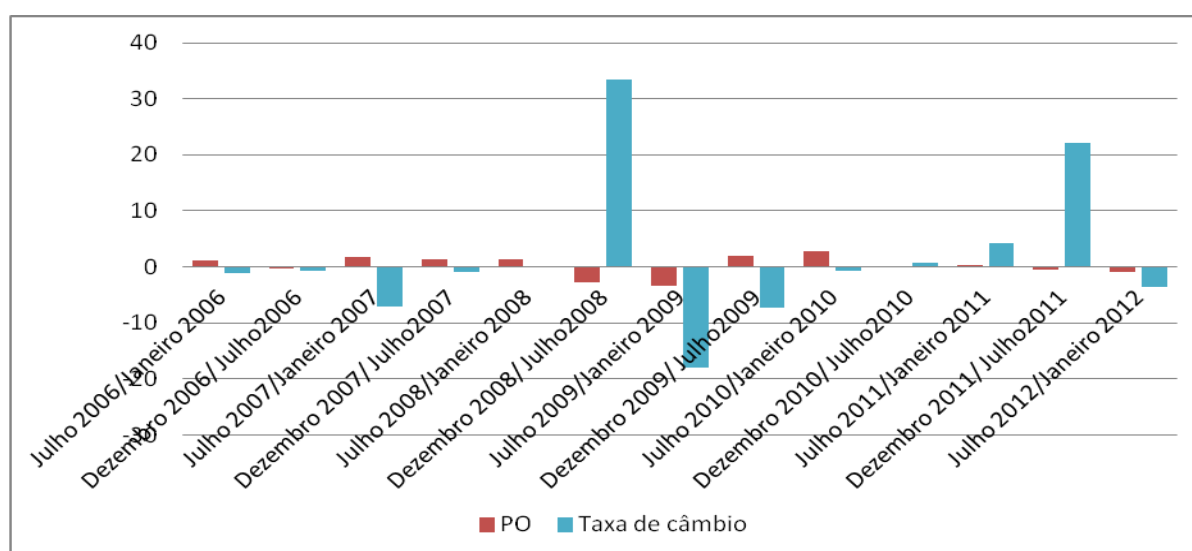
Considerando o período de 2006 a 2012, e os dados coletados, foi possível a realização de uma análise comparativa entre a evolução da variação da taxa de câmbio e evolução da variação dos índices coletados para a indústria de transformação. Estes foram: pessoal ocupado assalariado (PO) e produção física industrial (PF). Como a periodicidade dos dados é mensal, o número de observações coletados é grande. Para uma melhor representatividade esses dados serão analisados de três diferentes maneiras.

Em uma primeira forma, as variações foram expostas semestralmente. As medidas utilizadas foram as variações entre os meses de janeiro a junho e de julho a dezembro de cada ano.

A Figura 5 representa a evolução semestral da variação (%) do pessoal ocupado na indústria de transformação e a evolução da variação (%) da taxa de câmbio. O que se pode observar pela figura é que na maior parte dos períodos considerados essas variações estão em sentidos opostos, ou seja, são observadas variações positivas na taxa de câmbio e negativas em relação à PO e vice-versa.

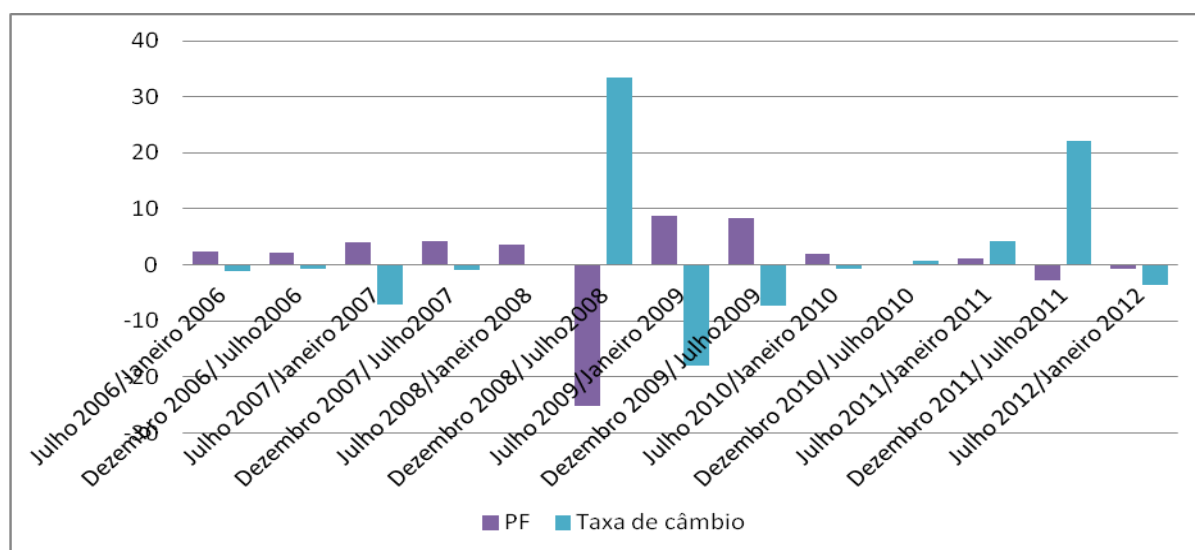
A Figura 6 representa a evolução semestral da variação (%) da produção física da indústria geral e da taxa de câmbio. Assim como a figura 5, a maior parte dos períodos considerados essas variações estão em sentidos opostos. Observam-se variações positivas na taxa de câmbio e variações negativas na produção física da indústria de transformação para um mesmo período, e o oposto também ocorre. Comparativamente, pode se observar que a produção física sofre mais efeitos com a variação cambial que o pessoal ocupado, o que se esperava, já que o pessoal ocupado é uma variável mais rígida, pois sofre influências de outros aspectos, como, por exemplo, os contratos de trabalho.

Figura 5 – Evolução semestral das variações (%) do Pessoal Ocupado na Indústria de Transformação e da Taxa de Câmbio para o período janeiro 2006 a julho de 2012



Fonte: elaboração própria a partir de dados do IBGE – Pesquisas Industriais mensais e IPEA-Data

Figura 6 – Evolução semestral das variações (%) da Produção Física na Indústria de Transformação e da Taxa de Câmbio para o período janeiro 2006 a julho de 2012

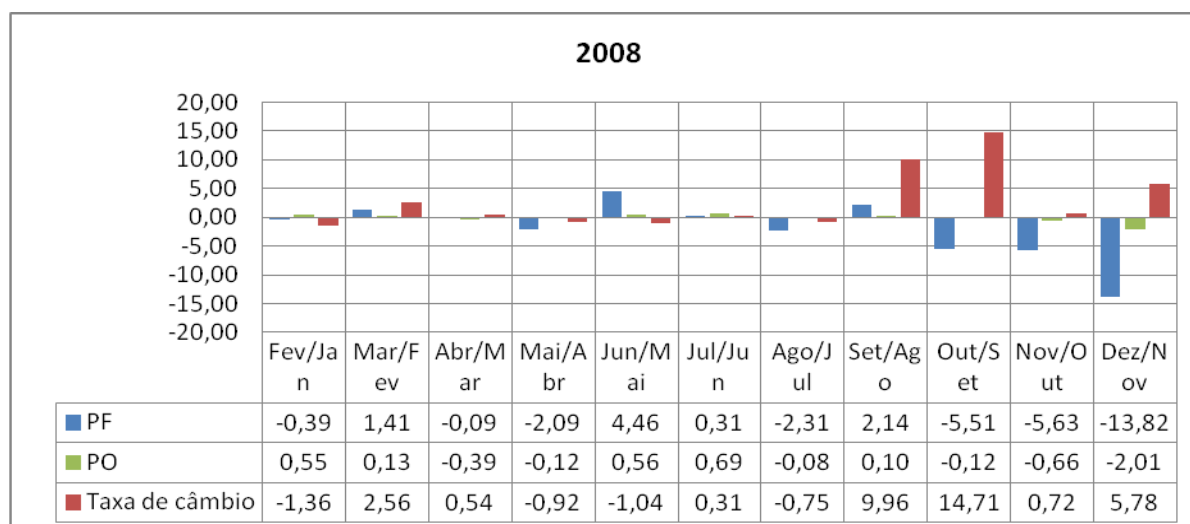
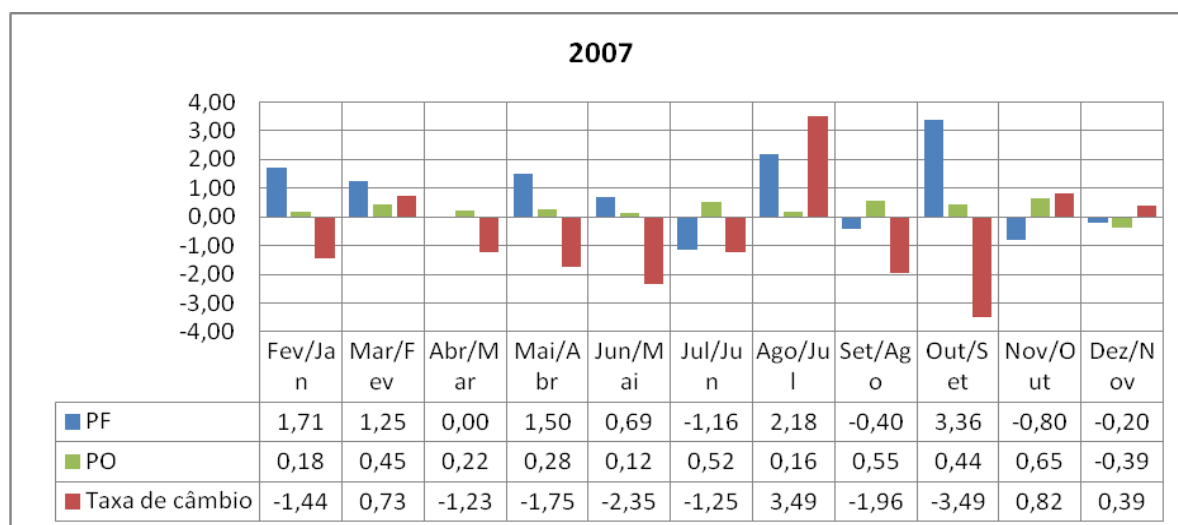
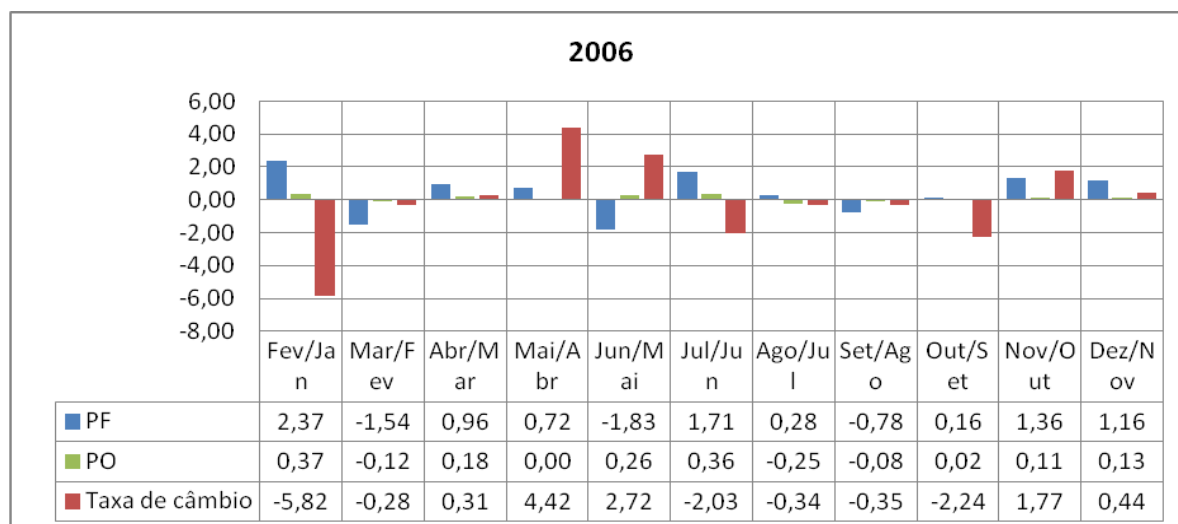


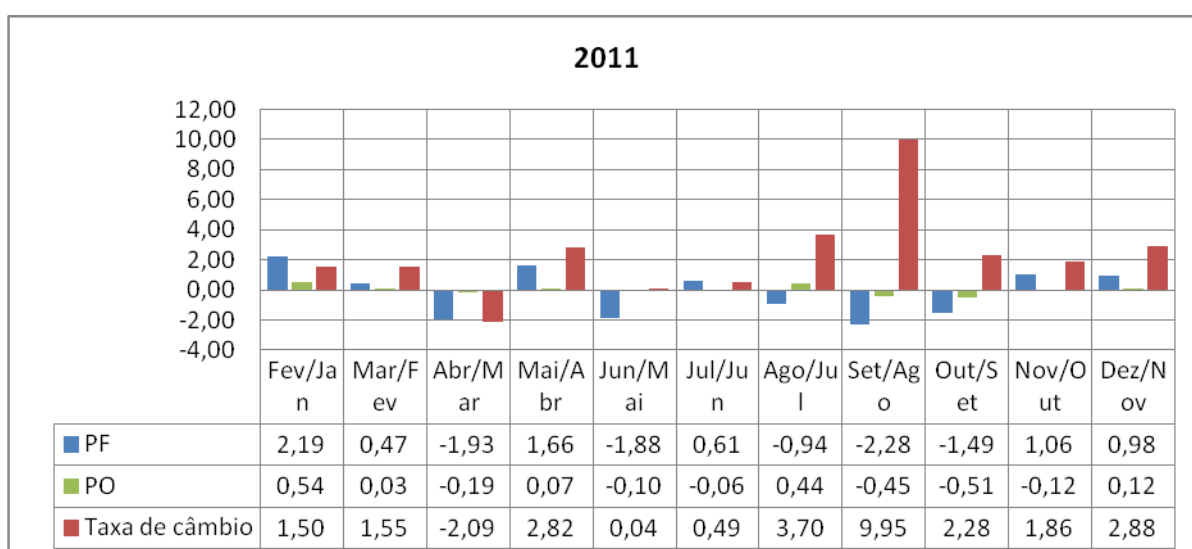
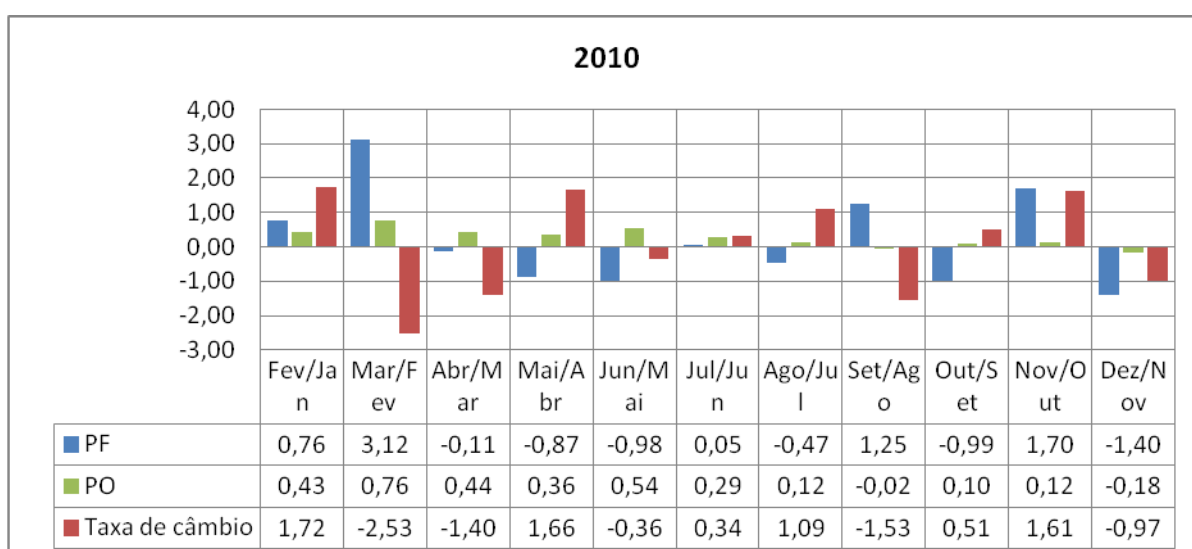
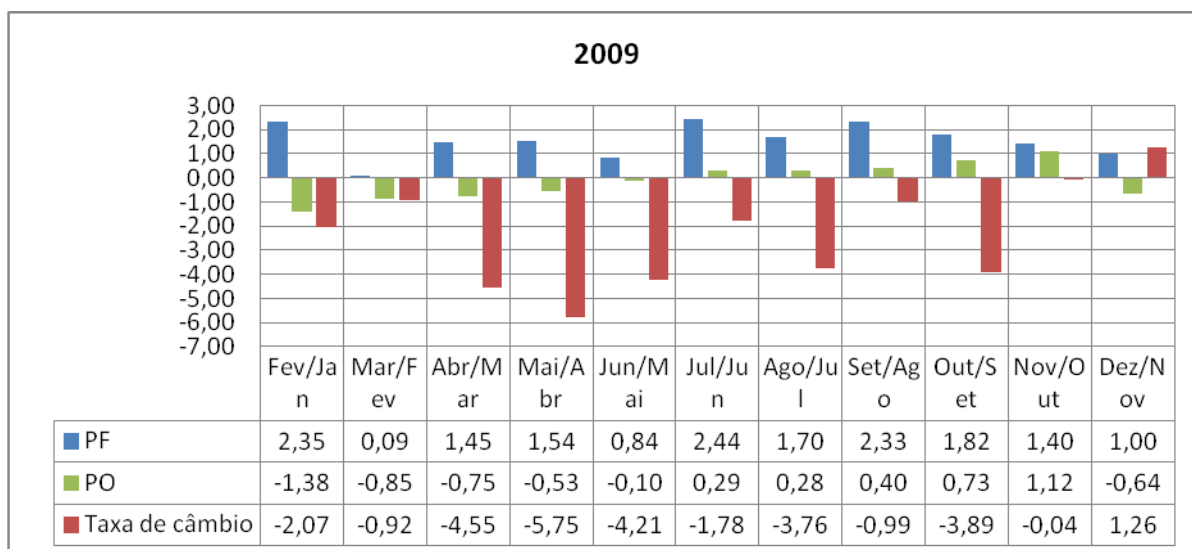
Fonte: elaboração própria a partir de dados do IBGE – Pesquisas Industriais mensais e IPEA-Data

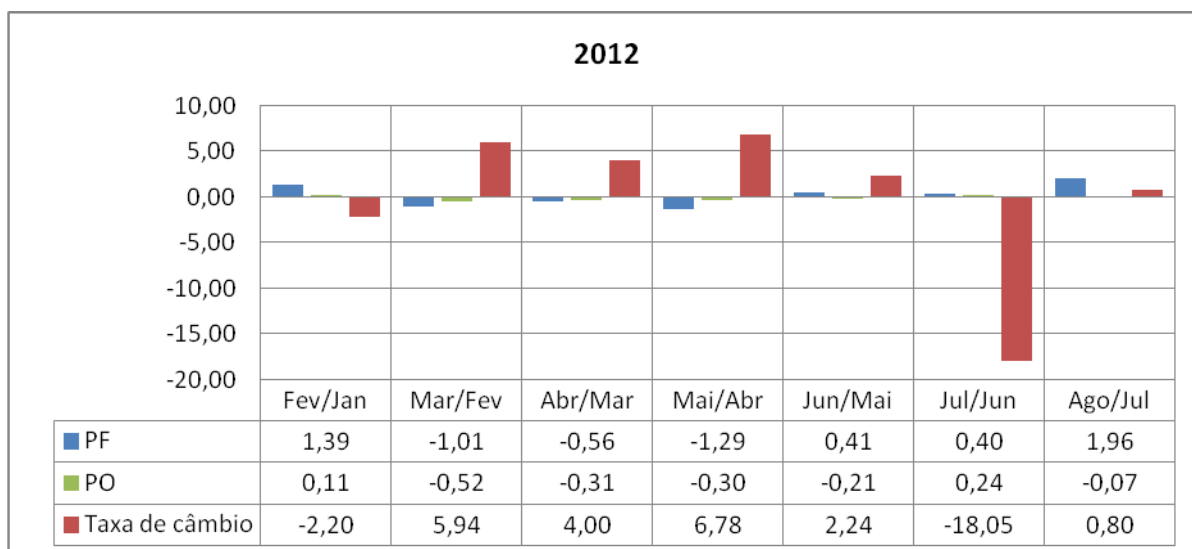
Uma segunda maneira de trabalhar os mesmos dados foi a análise mensal das séries. A Figura 7 mostra a evolução das variações do pessoal ocupado, da produção física e da taxa de câmbio em cada ano do período 2006 a 2012. Por causa do comportamento entre as variações dos índices do pessoal ocupado e da produção física serem parecidos, suas análises foram feitas conjuntamente.

Espera-se que para os mesmos períodos sejam encontradas variações da produção física (PF), do pessoal ocupado (PO) e da taxa de câmbio em um mesmo sentido, para que se possa observar crescimento da PF e do PO com depreciações cambiais, e vice-versa. No entanto, em 2006 seis períodos tiveram esse comportamento (Mar/Fev; Abr/Mar; Mai/Abr; Set/Ago; Nov/Out; e Dez/Nov); em 2007 apenas dois (Mar/Fev e Ago/Jul); em 2008 cinco períodos (Mar/Fev; Mai/Abr; Jul/Jun; Ago/Jul; e Set/Ago); em 2009 não houve nenhum período com este comportamento; em 2010, quatro períodos apresentaram este comportamento (Fev/Jan; Jul/Jun; Nov/Out; e Dez/Nov); em 2011, cinco períodos (Fev/Jan; Mar/Fev; Abr/Mar; Mai/Abr; e Dez/Nov); e em 2012, não houve nenhum período apresentando este comportamento. Portanto, considerando todos os setenta e sete períodos analisadas, apenas 22 períodos apresentaram variações de PF, PO e do câmbio no mesmo sentido.

Figura 7 – Evolução das variações (%) da Produção Física (PF), do Pessoal Ocupado (PO) na Indústria de Transformação e da Taxa de Câmbio para 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011 e 2012.





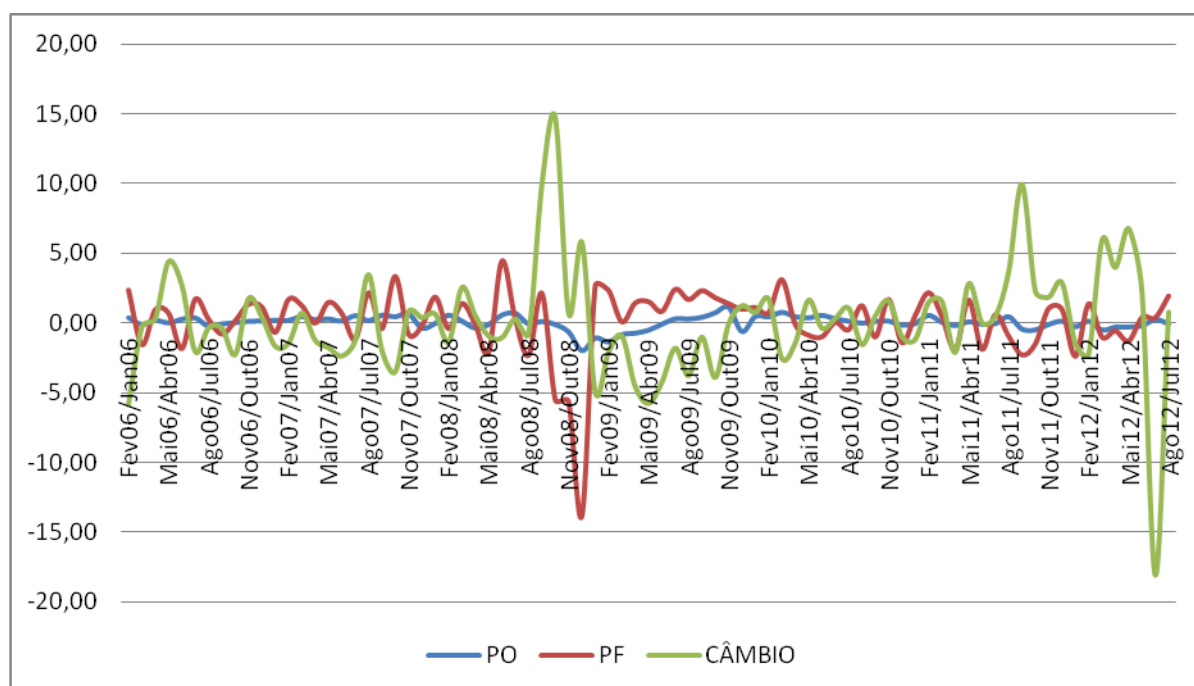


Fonte: elaboração própria a partir de dados do IBGE – Pesquisas Industriais mensais e IPEA-Data

Os dados foram apresentados por ano, porém fica difícil a visualização do período completo. Na mesma medida, é difícil checar uma relação entre as variáveis expondo a análise somente dessa maneira. Portanto, a Figura 8 mostra a série das variações da produção física, do pessoal ocupado da indústria de transformação e da taxa de câmbio para todo o período de 2006 a 2012. Também é apresentada a matriz de correlação entre as variações dos índices e da taxa de câmbio.

O que se observa na Figura 8 é o mesmo comportamento destacado na análise semestral dos dados. Ou seja, as variações positivas da produção física e do pessoal ocupado ocorrem em períodos de variação negativa da taxa de câmbio. O crescimento da PF e do PO ocorrem em épocas de apreciação cambial, isto é mostrado no ano de 2009 pela figura. O contrário, também é possível ser observado, em períodos de depreciação cambial (variação positiva do câmbio) ocorre redução da PF. No fim de 2008 há um pico que mostra uma depreciação cambial e uma queda da PF. Entretanto, tem que se considerar que este período é o da crise financeira internacional, então se percebe que nem mesmo a depreciação desse período foi capaz de alavancar a produção física da indústria de transformação. Outro período que chama atenção é entre maio e julho de 2012, no qual se observa uma apreciação da taxa de câmbio que não causa grandes variações na produção física e no pessoal ocupado na indústria de transformação.

Figura 8 – Evolução das variações (%) da Produção Física (PF), do Pessoal Ocupado (PO) Indústria de Transformação e da Taxa de Câmbio entre 2006 a 2012



Fonte: elaboração própria a partir de dados do IBGE – Pesquisas Industriais mensais e IPEA-Data

Tentando verificar a relação entre as variáveis analisadas, foi calculada a matriz de correlação entre as variações do índice da produção física, do índice do pessoal ocupado e da taxa de câmbio. A Tabela 5 representa esta matriz.

Tabela 5 – Matriz de correlação entre as variações (%) da Produção Física (PF), do Pessoal Ocupado (PO) Indústria de Transformação e da Taxa de Câmbio

	<i>PO</i>	<i>PF</i>	<i>CÂMBIO</i>
<i>PO</i>	1		
<i>PF</i>	0,47	1	
<i>CÂMBIO</i>	-0,15	-0,36	1

Fonte: elaboração própria a partir de dados do IBGE – Pesquisas Industriais mensais e IPEA-Data

Pela matriz de correlação não foi possível encontrar a relação esperada neste estudo. O que se pode observar é o contrário. Como já se esperava a correlação entre PF e PO é positiva (0,47), então quando a produção física da indústria cresce o pessoal ocupado também e vice-versa. A correlação entre a taxa de câmbio e PO é negativa (-0,15), tal como a correlação entre a taxa de câmbio e PF (-0,36). O que significa que, o câmbio se deprecia, a produção física e o pessoal da indústria de transformação sofrem uma retração. Apesar de contradizer a relação esperada, é importante ressaltar que a correlação foi calculada para as variações no mesmo período, não necessariamente o efeito da depreciação cambial será sentido pela produção da indústria de transformação imediatamente. Uma evidência disso está apresentada no item 5.2.2 através do modelo estimado, no qual foi detectado que a influência da primeira variável sobre a segunda ocorre de maneira defasada.

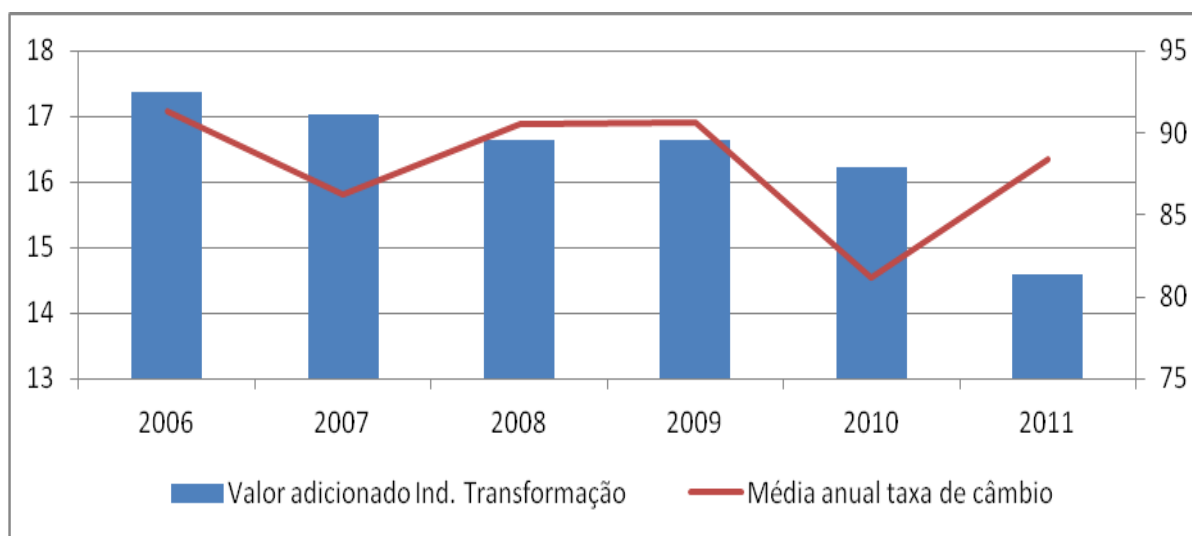
5.3.2. Análise do Valor Adicionado da Indústria de Transformação e Taxa de Câmbio

Uma das formas de se descrever a desindustrialização é a perda de importância da indústria como fonte geradora de valor adicionado.

Analisando o período 2006 a 2012, a participação do valor adicionado da indústria de transformação no PIB apresenta queda, conforme a Figura 10. Apenas entre os anos de 2008 e 2009 há um pequeno aumento de 0,02%, nos demais há queda dessa variável.

Comparando ano a ano a evolução mostrada na Figura 10 é possível ver que a média anual da taxa de câmbio, mostra que houve apreciação cambial entre 2006 e 2007 e queda do valor adicionado; entre 2007 e 2008 houve depreciação cambial com queda do valor adicionado; entre 2008 e 2009 não houve mudança na média anual da taxa de câmbio e também não se observa grandes mudanças no valor adicionado; entre 2009 e 2010 houve apreciação cambial e queda do valor adicionado; e, finalmente, entre 2010 e 2011 o que se observa é uma depreciação cambial e queda do valor adicionado da indústria de transformação. Então, apenas entre 2006 e 2007 e entre 2009 e 2010 se observou o comportamento esperado apreciação cambial e queda do valor adicionado.

Figura 10 – Valor adicionado da indústria de transformação como proporção do PIB e evolução da média anual da taxa de câmbio para o período de 2006 a 2011



Fonte: elaboração própria a partir de dados do IBGE (Contas Nacionais)

5.3.4 Exportação brasileira por setor industrial e a influência da taxa de câmbio sobre as exportações

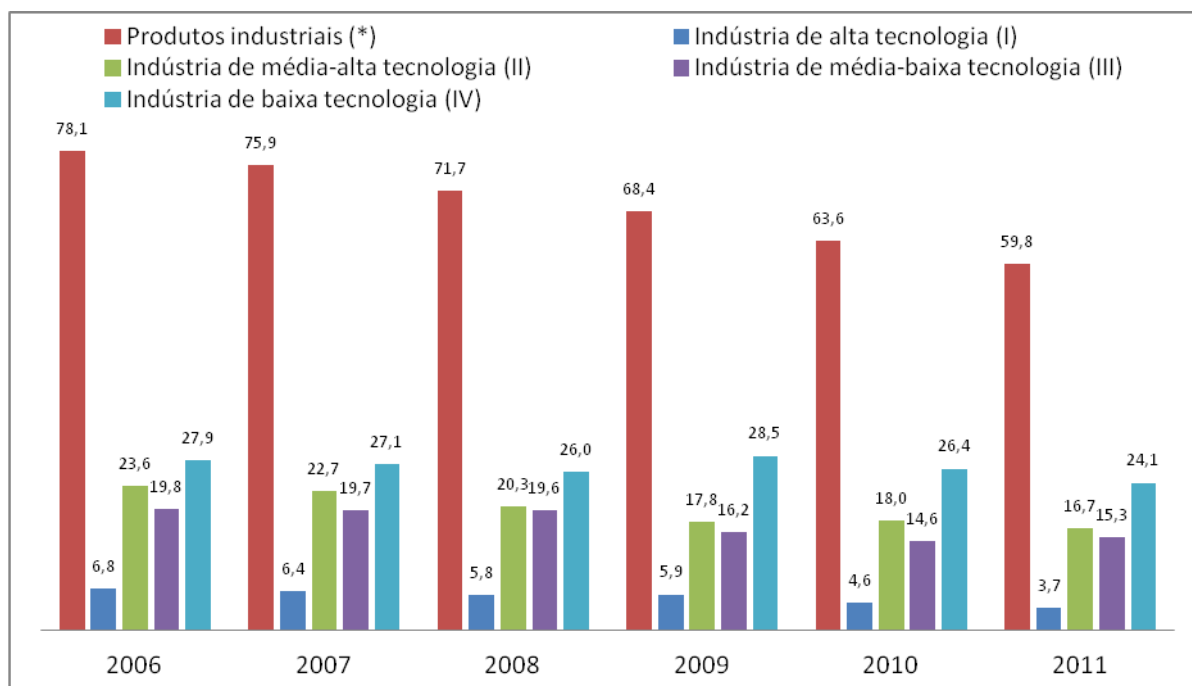
Seguindo o conceito de “desindustrialização relativa” (IEDI, 2005), considera-se que ela ocorre quando o desempenho de alguns setores industriais não é compensado pelos setores que os substituíram como líderes do crescimento do PIB total. Esse desempenho pode ser comparado quando se analisa as exportações dos setores industriais por intensidade tecnológica.

A discussão neste tópico não tem por objetivo comprovar se está ocorrendo a “doença holandesa” no período 2006 a 2011. Foi realizado um exame das exportações por setor industrial¹⁵ para ver qual setor contribui mais na pauta de exportações industriais e, também, uma análise comparativa entre a variação na taxa de câmbio e a variação nas exportações dos setores industriais.

A participação (%) de cada setor nas exportações brasileiras do período de 2006 a 2011 estão apresentadas na Figura 11.

¹⁵ A caracterização dos setores industriais por intensidade tecnológica está apresentada no Anexo - A.

Figura 11 – Participação (%) de cada setor nas exportações brasileiras de 2006 a 2011



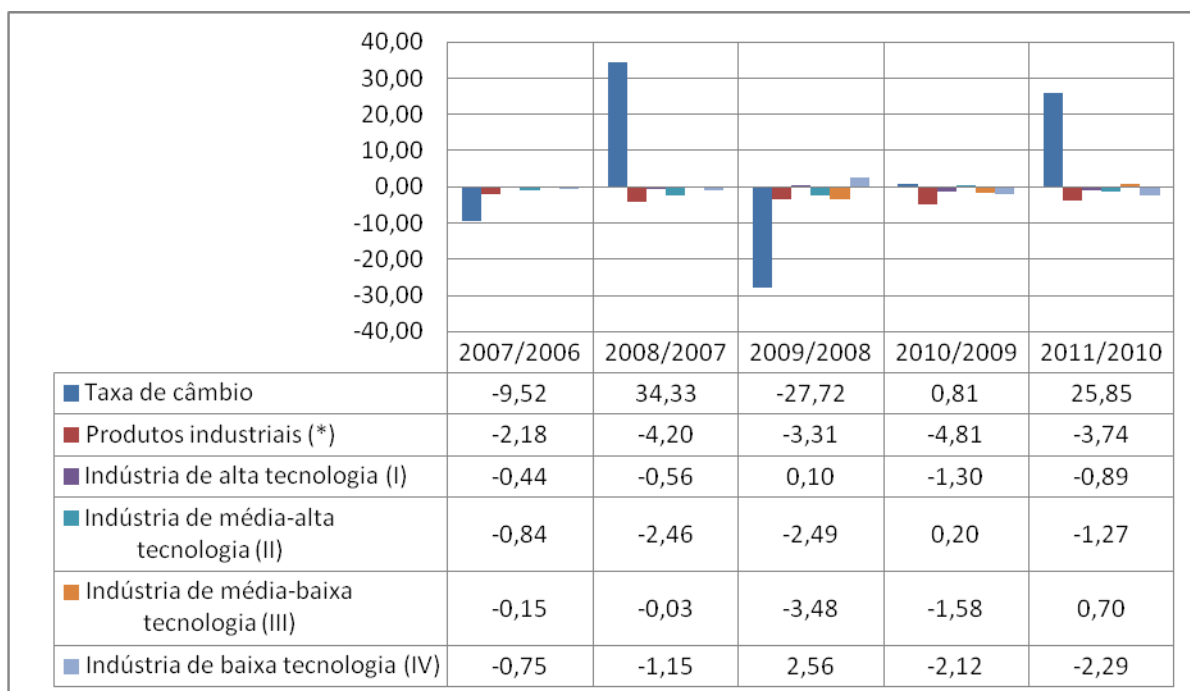
Fonte: SECEX/MDIC (*) Classificação extraída de: OECD, Directorate for Science, Technology and Industry, STAN Indicators, 2003.

Pela Figura 11 é possível notar que as exportações dos produtos industriais têm apresentado cada vez menos participação na exportação total da economia brasileira. Em 2006 essa participação foi de 78,1% chegando a 59,8% em 2011, acumulando uma queda de 18,3 p.p. no período. Desmembrando por setor industrial, o setor que apresenta maior participação na exportação de produtos industriais é o de baixa tecnologia, que apresentou uma queda acumulada no período 2006 a 2011 de 3,8 p.p., apesar de ter aumentado sua participação em 2009. Os setores de média-alta e de média-baixa tecnologia apresentaram queda acumulada no período de 6,9 p.p. e de 4,5 p.p., respectivamente. E, finalmente, o setor de alta-tecnologia apresenta a menor participação em todos os anos nas exportações de produtos industriais e uma queda acumulada no período de 3,1 p.p., apesar de sua ligeira recuperação em 2009. Portanto, o setor que apresentou a maior queda acumulada nesse período foi o de média-alta tecnologia.

Para analisar esses resultados comparativamente com a evolução da taxa de câmbio foram calculadas a variação cambial entre os meses de dezembro de cada ano do período 2006 a 2011 e a variação na participação das exportações brasileiras de cada setor

industrial. Dessa forma é possível ver se houve expansão ou retração das exportações de cada setor industrial quando há apreciação ou depreciação da moeda. Os resultados estão expressos na Figura 12.

Figura 12 – Variação da Participação (%) de cada setor nas exportações brasileiras e da taxa de câmbio - 2006 a 2011



Fonte: elaboração própria a partir dos dados SECEX/MDIC

O período de 2007 comparado a 2006 apresentou apreciação cambial e queda da participação das exportações de todos os setores industriais. Em 2008 comparado a 2007 mostra uma depreciação cambial com queda na participação de todos os setores. O ano de 2009 comparado a 2008 apresentou uma apreciação cambial com a recuperação da participação das exportações dos setores de alta tecnologia e de baixa tecnologia, os demais apresentaram queda na participação das exportações. Em 2010 comparado a 2009 houve uma pequena depreciação cambial e o único setor que apresentou um aumento na participação das exportações foi o de média-alta tecnologia. Já em 2011 comparado a 2010 houve uma depreciação cambial com apenas o setor de média-baixa tecnologia apresentando um aumento na participação das exportações.

A Tabela 6 apresenta a correlação entre as variações na taxa de câmbio e na participação das exportações de cada setor.

Tabela 6 – Correlação entre as variações na taxa de câmbio e na participação das exportações dos setores industriais

<i>Varição na participação da exportação dos setores</i>	<i>Correlação com a variação da Taxa de câmbio</i>
Produtos industriais (*)	-0,45
Indústria de alta tecnologia (I)	-0,51
Indústria de média-alta tecnologia (II)	-0,07
Indústria de média-baixa tecnologia (III)	0,80
Indústria de baixa tecnologia (IV)	-0,73

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da SECEX/MDIC

Pela Tabela 6 é possível ver que o único setor que apresentou correlação positiva entre a variação na participação da exportação e a taxa de câmbio foi o de média-baixa tecnologia. Então, para este setor uma variação positiva na taxa de câmbio leva a uma variação positiva na participação das exportações, ou seja, uma depreciação cambial aumenta a participação das exportações desse setor. Para os demais setores, inclusive para os produtos industriais de maneira geral, a depreciação cambial age no sentido oposto, dado a correlação negativa entre as variáveis.

Apesar desse resultado, o fato que precisa ser considerado é que a taxa de câmbio se encontra em um patamar apreciado e também a participação nas exportações dos produtos industriais, levando-se em conta todos os setores, se reduziu, considerando o total do período (2006 a 2011). Portanto as exportações industriais estão se retraindo em um cenário de apreciação cambial.

6 CONCLUSÃO

Na investigação do processo de desindustrialização no Brasil nas últimas décadas, a variável taxa de câmbio assume papel importante na literatura econômica recente. A questão que este estudo aborda é se a evolução da taxa de câmbio está influenciando a participação da indústria de transformação no PIB brasileiro. Foi realizada uma revisão de literatura sobre a desindustrialização incluindo o caso brasileiro.

Dada à amplitude do assunto optou-se por estudar as relações econômicas entre taxa de câmbio, crescimento econômico e a desindustrialização abordando os principais teóricos desses assuntos. Foram observados aspectos importantes, tal como, uma taxa de câmbio considerada competitiva, estimularia setores importantes e geraria crescimento econômico. E que no longo prazo, a sobreapreciação cambial bloquearia o canal que permite a migração de progresso técnico para setores de alta produtividade, comprometendo o desempenho industrial e prejudicando o crescimento econômico.

A hipótese adotada no trabalho diz que a apreciação cambial na economia brasileira estaria levando a um processo de perda relativa da importância da indústria de transformação no PIB. Para a realização da análise foi utilizada a abordagem de modelo de econometria de séries temporais para o período 1995 a 2012, e ainda se realizou a análise de dados estatísticos para o período mais recente da série de 2006 a 2012.

Em seu componente econométrico, foi estimado um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC) para o período compreendido entre o 1º trimestre de 1995 e o 2º trimestre de 2012. As variáveis macroeconômicas utilizadas neste modelo foram a participação da indústria de transformação no PIB; a produtividade da indústria de transformação; a taxa de câmbio efetiva real; e a taxa de juros de longo prazo. O modelo tinha por objetivo verificar a existência de alguma relação de longo prazo entre essas variáveis. Já a relevância de se destacar o período de 2006 a 2012 no trabalho deve-se ao fato de que este representa as principais mudanças no tipo de regime de política econômica adotada recentemente.

Os resultados mostraram a redução do valor adicionado da indústria de uma forma geral entre 1980 e 2011 o que caracterizou o processo de desindustrialização da economia brasileira. Entre 1980 e 1994 o valor adicionado da indústria e da indústria de

transformação assumiram valores acima das suas médias do período inteiro e, devido às mudanças passadas pela economia brasileira no início da década de 1990, houve uma queda do valor dessas variáveis no período seguinte, de 1995 a 2011, o qual sofreu poucas oscilações.

O modelo econométrico comprovou a existência de duas relações de longo prazo entre as variáveis, demonstrada por dois vetores de co-integração. Pela análise das funções impulso-resposta comprovou-se a relação esperada, que quando o câmbio se deprecia a participação da indústria de transformação no PIB aumenta. Este fato foi corroborado pela análise da decomposição da variância, já que a taxa de câmbio é o segundo fator que mais explica a variância da participação da indústria de transformação no PIB, ficando atrás da própria participação da indústria.

Em relação a produtividade da indústria de transformação, a função impulso resposta mostrou que o choque de um desvio-padrão dessa variável aumenta a participação da indústria de transformação no PIB no período seguinte ao choque e após este período a participação cai. Já um choque da taxa de juros de longo prazo leva a uma queda da participação da indústria de transformação no PIB no período seguinte, sofrendo oscilações nos demais períodos.

Em relação ao período de 2006 a 2012 foram realizadas análises sobre as variações dos indicadores do pessoal ocupado e da produção física da indústria de transformação comparativamente as variações na taxa de câmbio. A conclusão, a partir dos dados, foi que a variação na taxa de câmbio e as variações do pessoal ocupado e da produção física na indústria de transformação ocorrem em sentidos opostos na maior parte dos períodos analisados. Assim quando o câmbio deprecia a produção física e o pessoal ocupado da indústria de transformação sofrem uma retração, e vice-versa. Entretanto, há que se considerar que esta relação foi observada para as variações no mesmo período, e não necessariamente o efeito da depreciação cambial será sentido pela produção da indústria de transformação imediatamente.

Por fim, também foram examinados o valor adicionado da indústria de transformação e as exportações de cada setor industrial. Destacando os fatos que o valor adicionado da indústria de transformação vem apresentando trajetória de queda e que as exportações de produtos industriais de maneira geral vem apresentando cada vez menos participação na exportação total da economia brasileira.

Existem outros fatores que se relacionam com este comportamento da indústria, como, por exemplo, a tributação, o grau de utilização da capacidade instalada e o investimento. Sugere-se que futuros trabalhos analisem esses fatores e busquem métodos alternativos para explicar este processo que a indústria está sofrendo, como a utilização de modelos estruturais.

Por este trabalho foi possível concluir que entre 1980 e 2012 ocorreu um processo de desindustrialização no Brasil, mas os dados parecem indicar que este fenômeno tem se estabilizado nos últimos anos, uma vez que a participação da indústria no PIB apresentou pouca variação após 1995. Investigando o período entre 1995 e 2012 foi possível verificar a existência de uma relação de longo prazo entre a taxa de câmbio e a participação da indústria de transformação no PIB e que essa participação responde positivamente à depreciação cambial. Entretanto, analisando variações no mesmo período, como observada na análise do período entre 2006 e 2012 o desempenho dos índices da indústria de transformação responde negativamente à depreciação cambial.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, Júlio Sergio Gomes. **Política Monetária e Crescimento Econômico no Brasil**. 2006. Trabalho apresentado ao Seminário do PSDB, 2006.
- ARAÚJO, Eliane; BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; GALA, Paulo. Poupança doméstica e externa e a taxa de câmbio. **Taxa de Câmbio no Brasil**: Cap. 3. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.
- BHADURI, A.; MARGLIN, S. A. Unemployment and the real wages: the economic basis for contesting political ideologies. **Cambridge Journal of Economics**, Vol. 14, 1990.
- BONELLI, Regis. **Industrialização e Desenvolvimento: notas e conjecturas com foco na experiência do Brasil**. 2005. Trabalho apresentado à Conferência de Industrialização, Desindustrialização e Desenvolvimento, Federação das Indústrias do Estado de São Paulo, São Paulo, 2005.
- BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. **Globalização e Competição**: por que alguns países emergentes têm sucesso e outros não. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009
- BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. **Macroeconomia da estagnação**: crítica da ortodoxia convencional no Brasil pós-1994, São Paulo: Editora 34, 2007.
- BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. Exchange rate, fix, float or manage it? **Preface to VERNENGO, M. (Ed.). Financial integration or dollarization: no panacea**. Cheltenham: Edward Elgar, 2006.
- BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; GALA, Paulo. Por que a poupança externa não promove crescimento. **Revista de Economia Política**, Vol. 27, N.1. 2007.
- BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; MARCONI, Nelson. Existe doença holandesa no Brasil? **Anais do IV Fórum de Economia de São Paulo**, Fundação Gétulio Vargas: São Paulo, 2008.
- BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de Séries Temporais**. 1. ed. São Paulo: ENGAGE Learning, 2008.
- CARNEIRO, Francisco Galvão. **A Metodologia dos Testes de Causalidade em Economia**. Universidade de Brasília (Departamento de Economia): Brasília, 1997
- CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA (CNI). **Sondagem Industrial de Fevereiro**. Disponível em: <www.cni.org.br> Acesso em: 23 de março de 2012.
- ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. 1. ed. New York: John Wiley & Sons, 1995.

- ENGLE, Robert. Fry; GRANGER, Clive Willian John. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Vol. 55, N. 2. 1987
- FEIJÓ, Carmen Aparecida; CARVALHO, Paulo; ALMEIDA, Júlio Sergio Gomes. Ocorreu uma desindustrialização no Brasil? **Instituto de Estudos para o Desenvolvimento Industrial**, São Paulo, Novembro, 2005.
- GALA, Paulo; MORI, Rogério. Sobre os impactos do nível do câmbio real na formação bruta de capital fixo, no produto potencial e no crescimento. In: MICHEL, R.; CARVALHO, L. Setor externo e inflação. Rio de Janeiro: **IPEA**, 2009
- GALA, Paulo.; LIBÂNIO, Gilberto. Exchange rate policies, patterns of specialization and economic development: theory and evidence in developing countries. Trabalho apresentado na III **Annual Conference on Development and Change (ACDC)**, Cidade do Cabo, África do Sul, dez. 2007.
- GUJARATI, Damodar. **Basic Econometrics**, 3rd edition. Londres: McGraw-Hill: 1995.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **PIMES: Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salário**. Disponível em <www.ibge.gov.br> Acesso em: 14 de março de 2012.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **PIM: Pesquisa Industrial Mensal**. Disponível em <www.ibge.gov.br> Acesso em: 15 de novembro de 2012.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Contas Nacionais Trimestrais**. Disponível em <www.ibge.gov.br> Acesso em: 15 de novembro de 2012.
- INSTITUTO DE ESTUDOS PARA O DESENVOLVIMENTO INDUSTRIAL (IEDI). **Ocorreu uma desindustrialização no Brasil? (16/11/2005)**. Disponível em <www.iedi.org.br> Acesso em 02 de abril de 2012.
- INSTITUTO DE ESTUDOS PARA O DESENVOLVIMENTO INDUSTRIAL (IEDI). **Análise IEDI: A balança comercial tecnológica da indústria de transformação: O déficit de competitividade anterior à crise (21/12/2009)**. Disponível em <www.iedi.org.br> Acesso em 02 de abril de 2012.
- INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADAS, BASE DE DADOS MACROECONÔMICOS (IPEADATA). Série de dados: **Produto interno bruto (PIB) - indústria de transformação: valor adicionado a preços básicos**.
- INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADAS, BASE DE DADOS MACROECONÔMICOS (IPEADATA). **Taxa de câmbio - efetiva real - INPC - exportações – índice**. Disponível em <www.ipeadata.gov.br> Acesso em: 15 de novembro de 2012.

INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADAS, BASE DE DADOS MACROECONÔMICOS (IPEADATA). **Estados Unidos - IPC – índice - dessazonalizado**. Disponível em <www.ipeadata.gov.br> Acesso em: 15 de novembro de 2012.

INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADAS, BASE DE DADOS MACROECONÔMICOS (IPEADATA). **Taxa de juros de longo prazo**. Disponível em <www.ipeadata.gov.br> Acesso em: 15 de novembro de 2012.

INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADAS, BASE DE DADOS MACROECONÔMICOS (IPEADATA). **Exportações - bens de capital; bens de consumo duráveis; não duráveis; e bens intermediários - (FOB) - US\$ (milhões) - Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex)** - Disponível em <www.ipeadata.gov.br> Acesso em: 15 de novembro de 2012.

INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADAS, BASE DE DADOS MACROECONÔMICOS (IPEADATA). **Importações - bens de capital; bens de consumo duráveis; não duráveis; e bens intermediários - (FOB) - US\$ (milhões) - Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex)** - Disponível em <www.ipeadata.gov.br> Acesso em: 15 de novembro de 2012.

INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADAS, BASE DE DADOS MACROECONÔMICOS (IPEADATA). **Horas trabalhadas - indústria - índice dessazonalizado - Confederação Nacional da Indústria (CNI)** - Disponível em <www.ipeadata.gov.br> Acesso em: 15 de novembro de 2012.

JOHANSEN, Soren. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Vol. 12, Jun/Set 1988.

LÜTKEPOHL, Helmut. **New Introduction to Multiple Time Series Analysis**. 2. ed. New York: Springer, 2007.

LÜTKEPOHL, Helmut; KRÄTZIG, Markus. **Applied Time Series Econometrics**. 1. ed. New York: Cambridge University Press, 2004.

LAMUSSI, Sergio. Brasil deve adotar meta para câmbio, defendem analistas. **Valor Econômico**, 23 de março de 2012.

MARQUETTI, Adalmir. Progresso Técnico, Distribuição e crescimento na Economia Brasileira: 1955-1998. **Estudos Econômicos**, Vol.32, N.1. 2002.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO INDÚSTRIA E COMÉRCIO – SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR (SECEX/MDIC). Série de dados: **Exportação Brasileira dos Setores Industriais por Intensidade Tecnológica - US\$ milhões FOB**. Disponível em <www.desenvolvimento.gov.br> Acesso em: 15 de novembro de 2012.

- NASSIF, André. Há Evidências de Desindustrialização no Brasil? **Revista de Economia Política**, Vol. 28, N.1. 2008.
- OREIRO, José Luis. **Crescimento e Regimes de Política Macroeconômica: Teoria e Aplicação ao Caso Brasileiro (1999-2011)**. Artigo apresentado no 8º Fórum de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2011.
- OREIRO, José Luis; MUTTER, Anderson; SOARES, Cristiane. Uma análise empírica dos determinantes do processo de desindustrialização da economia brasileira no período 1996-2008. **Série de Textos para Discussão Departamento de Economia Universidade de Brasília**, Brasília, N.361. 2011.
- OREIRO, José Luis; FEIJÓ, Carmem Aparecida. Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. **Revista de Economia Política**, Vol. 30, N.2. 2010.
- PALMA, Gabriel. **Quatro fontes de desindustrialização e um novo conceito de doença holandesa**, 2005. Trabalho apresentado à Conferência de Industrialização, Desindustrialização e Desenvolvimento, Federação das Indústrias do Estado de São Paulo, 2005.
- ROWTHORN, Robert; RAMASWAMY, Ramana. Growth, trade and deindustrialization. International Monetary Fund, **IMF Staff Papers**, Vol. 46, N.1. março 1999.
- SONAGLIO, Cláudia Maria et al. Evidências de desindustrialização no Brasil: uma análise com dados em painel. **Economia Aplicada**, Vol. 14, N.4. 2010.
- SCHARWZ, Gideon. Estimating the dimension of a model. **Annals of Statistics**, Vol 6, N.2. 1978.
- TREGENNA, Fiona. Characterizing deindustrialization: an analysis of changes in manufacturing employment and output internationally. **Cambridge Journal of Economics**, Vol. 33. 2009.
- WIENER, Norbert. The theory of prediction, in E.F. Beckenback (org.), **Modern mathematics for Engineers**, McGraw-Hill, Nova York: 1956.

APÊNDICE

APÊNDICE A – Modelo de Correção de Erros Vetorial Escolhido

Equação de Co-integração	Equação de Co-integração 1	Equação de Co-integração 2		
LN (IND(-1))	1	0		
LN (PROD (-1))	0	1		
LN (CR(-1))	0,378072 [65,9893]	-0,01483 [-3,11487]		
LN (TJLP(-1))	-0,325864 [-6,35273]	0,142768 [3,34933]		
Correção de Erro	D(LMTJLP)	D(LMPROD)	D(LMCR)	D(LMIND)
Equação de Co-integração 1	0,379094 [2,68781]	0,013311 [0,29041]	-0,612162 [-3,58138]	0,317181 [2,36694]
Equação de Co-integração 2	-0,289666 [-1,26627]	-0,182592 [-2,45622]	0,587306 [2,11848]	-0,468139 [-2,15394]
D(LN (IND(-1)))	-0,748734 [-3,36994]	-0,03985 [-0,55192]	0,742518 [2,75760]	-0,236057 [-1,11825]
D(LN (IND(-2)))	-0,933481 [-4,94719]	-0,029963 [-0,48865]	0,463027 [2,02484]	-0,345302 [-1,92610]
D(LN (IND(-3)))	-0,440848 [-2,55225]	-0,026484 [-0,47181]	0,355326 [1,69744]	-0,161393 [-0,98344]
D(LN (IND(-4)))	0,065198 [0,46124]	0,056638 [1,23297]	0,024747 [0,14446]	-0,164668 [-1,22610]
D(LN (PROD (-1)))	1,444174 [2,93712]	0,174581 [1,09258]	-0,834464 [-1,40036]	-0,154664 [-0,33107]
D(LN (PROD (-2)))	0,473792 [0,97654]	-0,012383 [-0,07854]	-0,972891 [-1,65462]	0,620687 [1,34649]
D(LN (PROD (-3)))	1,163912 [2,62282]	-0,077159 [-0,53504]	-1,150312 [-2,13892]	0,026299 [0,06238]
D(LN (PROD (-4)))	0,740445 [1,63760]	0,076022 [0,51738]	-0,33895 [-0,61856]	0,023727 [0,05523]
D(LN (CR(-1)))	0,099627 [0,83476]	0,02375 [0,61234]	0,276101 [1,90889]	0,076142 [0,67148]
D(LN (CR(-2)))	-0,042494 [-0,34301]	-0,064667 [-1,60624]	-0,232131 [-1,54610]	0,124029 [1,05371]
D(LN (CR(-3)))	0,245756 [1,86258]	0,00671 [0,15648]	-0,258647 [-1,61752]	-0,035884 [-0,28624]
D(LN (CR(-4)))	0,16737 [1,37890]	0,042933 [1,08843]	-0,167397 [-1,13798]	0,006307 [0,05469]
D(LN (TJLP(-1)))	-0,147924 [-1,04796]	0,062613 [1,36496]	0,382992 [2,23886]	0,216987 [1,61796]
D(LN (TJLP(-2)))	0,023522 [0,14476]	-0,071429 [-1,35274]	-0,524869 [-2,66542]	0,394498 [2,55538]

D(LN (TJLP(-3)))	0,252954 [1,29304]	0,023587 [0,37103]	0,042329 [0,17854]	0,187895 [1,01091]
D(LN (TJLP(-4)))	0,20687 [1,21530]	0,09501 [1,71755]	0,095152 [0,46125]	-0,172527 [-1,06678]
R ²	0,659518	0,420509	0,525915	0,474585
Soma de quadrados dos resíduos	0,13787	0,01456	0,202492	0,124455
AIC	-2,764108	-5,012141	-2,379719	-2,866474
SC	-2,16197	-4,410003	-1,777581	-2,264336

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: Estatística *t* em colchetes. Tamanho da amostra: 1º trimestre de 1995 – 2º trimestre de 2012

APÊNDICE B – Teste de Autocorrelação do tipo LM

Lags	Estatística do teste	p-valor
1	10,06560	0,8632
2	13,67299	0,6231
3	9,81261	0,8762
4	24,95937	0,0705
5	17,62575	0,3463
6	15,95680	0,456
7	10,28361	0,8514
8	9,42197	0,895
9	12,27640	0,7247
10	5,56842	0,9921
11	14,49885	0,5616
12	9,39231	0,8964

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: A hipótese nula refere-se a ausência de correlação serial nos resíduos no lag de ordem *h*.

APÊNDICE C – Teste de Normalidade de Jarque-Bera

Componente	Jarque-Bera	p-valor
1	6.475946	0,0392
2	2.192213	0,3342
3	6.577488	0,0373
4	6.928694	0,0313

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: A hipótese nula refere-se a normalidade dos resíduos.

APÊNDICE D – Teste de Heterocedasticidade de White (Teste conjunto)

Estatística chi-quadrado	p-valor
373,8999	0,2959

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: A hipótese nula refere-se a homocedasticidade dos resíduos.

ANEXO

ANEXO A - Caracterização dos setores industriais por intensidade tecnológica

Setores	Indústrias que compõem
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 Veículos automotores, reboques e semi-reboques Produtos químicos, excl. farmacêuticos Equipamentos para ferrovia e material de transporte Máquinas e equipamentos mecânicos
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 e bens reciclados Madeira e seus produtos, papel e celulose Alimentos, bebidas e tabaco Têxteis, couro e calçados

Fonte: SECEX/MDIC