

# Uma análise empírica dos determinantes da desindustrialização no caso brasileiro (1996-2008)

*Cristiane Soares*<sup>\*</sup>  
*Anderson Mutter*<sup>\*\*</sup>  
*José Luis Oreiro*<sup>\*\*\*</sup>

**Resumo:** A literatura recente tem sido pouco conclusiva a respeito dos determinantes do processo de desindustrialização vivenciado pela economia brasileira desde o final da década de 1980. Neste sentido, esse artigo contribui para o debate com uma abordagem econométrica baseada na metodologia desenvolvida por Rowthorn e Ramaswamy (1999). Com base na evidência empírica disponível, testam-se os determinantes diretos e indiretos do processo de desindustrialização. Entre os determinantes diretos destacam-se a formação bruta de capital fixo e o saldo da balança comercial como proporção do PIB. Os testes econométricos mostram que a taxa real de câmbio tem um forte efeito indireto sobre a perda relativa do emprego e do valor adicionado na indústria no período 1996-2008. Com efeito, a taxa real de câmbio 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. Daqui se segue, portanto, que a manutenção de uma taxa de câmbio sobre-valorizada no período em consideração é uma causa importante da desindustrialização verificada nesse período.

**Palavras-chave:** Desindustrialização; Emprego; Produto; Taxa Real de Câmbio.

**Classificação JEL:** O11, O14, C32

Dezembro de 2012

---

\* Doutora em Economia da Universidade de Brasília. E-mail: [csoares\\_rj@hotmail.com](mailto:csoares_rj@hotmail.com).

\*\* Aluno do Programa de Doutorado em Economia da Universidade de Brasília e Professor Assistente da Universidade Federal de Goiás. E-mail: [mutterteixeira@yahoo.com.br](mailto:mutterteixeira@yahoo.com.br).

\*\*\* Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade de Brasília, Pesquisador Nível I do CNPq e Vice-Presidente da Associação Keynesiana Brasileira. E-mail: [joreiro@unb.br](mailto:joreiro@unb.br).

## 1. Introdução

Na literatura econômica o termo desindustrialização tem sido empregado para explicar a perda relativa do emprego industrial nos países desenvolvidos desde 1970. Para Tregenna (2009) o conceito mais apropriado seria uma perda relativa persistente tanto do emprego quanto do valor adicionado. Além disso, a desindustrialização vem acompanhada por um forte crescimento do setor de serviços, inclusive nas exportações totais<sup>1</sup>. Algumas vezes o processo de desindustrialização está associado também ao problema de ‘doença holandesa’<sup>2</sup>. De acordo com Rowthorn e Ramaswamy (1999), na dinâmica do desenvolvimento, a desindustrialização pode ser vista como um fenômeno natural, pois à medida que os países aumentam de forma consistente a renda per capita, a elasticidade renda da demanda por produtos industrializados se reduz, o que leva a uma redução relativa da demanda por produtos industrializados. Além disso, o forte crescimento da produtividade no setor industrial, acarreta uma queda nos preços relativos dos produtos industrializados, levando assim a uma redução da participação do setor industrial no valor agregado e no emprego total<sup>3</sup>.

No que se refere aos efeitos de longo-prazo do processo de desindustrialização, Oreiro e Feijó (2010) e Tregenna (2009) argumentam que a desindustrialização é vista como um problema para o crescimento das economias capitalistas pela literatura heterodoxa à *la Kaldor*, visto que na perspectiva ortodoxa a composição setorial da produção não é relevante para o crescimento econômico. Segundo Kaldor a indústria é o motor de crescimento de longo-prazo em função de quatro características fundamentais do setor industrial, a saber: 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. Nesse contexto, um processo de desindustrialização reduz o crescimento potencial de longo prazo.

Palma (2005) aponta quatro explicações para a desindustrialização: i) realocação da mão de obra industrial para os serviços em função da crescente terceirização; ii) redução da elasticidade-renda da demanda por bens industrializados; iii) elevado crescimento da produtividade na indústria impulsionado pelas TIC’s e iv) nova ‘divisão’ internacional do trabalho. Com relação ao último aspecto poderíamos chamar de uma crescente especialização decorrente do comércio Norte-Sul<sup>4</sup>. Esses argumentos convergem não somente com os ‘fatos estilizados’ de Kaldor, mas também com as explicações de Rowthorn e Ramaswamy (1999) para a desindustrialização. No caso brasileiro e dos países do Cone Sul, o autor chama atenção, no entanto, para os choques externos ou mudanças estruturais como propulsoras de uma “desindustrialização precoce”.

Nassif (2008) ressalta que, embora não haja consenso sobre a ocorrência de desindustrialização no caso brasileiro, a literatura tem procurado explicar o processo de desindustrialização como resultado tanto do modelo de substituição de importações, quanto

---

<sup>1</sup> Ver Rowthorn e Wells (1987).

<sup>2</sup> O termo ‘doença holandesa’ se refere a um processo de desindustrialização precoce, conforme ocorreu na Holanda na década de 70 quando houve uma ‘reprimarização’ da pauta de exportações, decorrente da descoberta de recursos naturais [Nassif (2008)].

<sup>3</sup> Dados os diversos conceitos de desindustrialização, Oreiro e Feijó (2010) chamam a atenção que não necessariamente a desindustrialização é algo ruim. A queda relativa da participação da indústria no produto e emprego por vir acompanhado por um aumento da participação de produtos com maior conteúdo tecnológico e valor adicionado na pauta de exportações. Entretanto, vale ressaltar, que este não é o caso brasileiro.

<sup>4</sup> O ‘fato estilizado’ evidenciado nos modelos Norte-Sul é a maior elasticidade renda da demanda das importações para os países do Sul comparado aos do Norte, o que explica o desenvolvimento desigual [Dutt (2003)]. Estes modelos nos remetem também às idéias do modelo de comércio da teoria Ricardiana e ao pensamento Cepalino de deterioração dos termos de troca.

do processo de abertura comercial e da política de câmbio apreciado combinado com a alta dos preços relativos das *commodities*. No entanto, ele conclui que a redução da participação da indústria no PIB ocorreu na segunda metade da década de 80, antes inclusive de mudanças estruturais, como a abertura comercial e o processo de estabilização, e deve-se principalmente à forte queda na produtividade do trabalho neste período. Na década de 90 o cenário foi diferente com o aumento da produtividade e queda nas taxas de investimento, ressalta o autor.

Vale ressaltar, no entanto, que a partir de 1999 a produtividade do trabalho no Brasil assume um comportamento instável, porém com níveis superiores do início da década de 90. O investimento também apresenta certa instabilidade e com uma trajetória de queda na década 90, atingindo o menor nível no último trimestre de 1999 (14,7% do PIB). Logo no primeiro trimestre de 2000 o investimento tem um forte crescimento, mas prossegue com uma tendência de queda, cuja recuperação somente ocorre a partir de 2004 e atinge maior nível no terceiro trimestre de 2008. Com a crise financeira mundial, que teve seu pior momento no último trimestre de 2008, o investimento sofre uma queda de cerca de dois pontos percentuais. O produto e o emprego relativo na indústria também apresentam queda, mas a maior redução se verificou na produtividade da indústria.

Nesse contexto, os autores contrários à tese de desindustrialização ressaltam que a perda relativa da indústria no emprego e produto total é resultado mais da falta de um ambiente macroeconômico favorável para a retomada do crescimento do que uma (sic) desindustrialização efetiva da economia brasileira. Este é um dos argumentos de Bonelli e Pessoa (2010) que reforçam a idéia de que a evidência, no caso brasileiro, quanto à tese de desindustrialização não é conclusiva. Para esses autores seria necessário distinguir três aspectos: i) se a redução relativa da indústria está associada à instabilidade macroeconômica; ii) se há uma tendência mundial de perda relativa da indústria da produção global e iii) se há um declínio persistente da atividade manufatureira. Considerando tais aspectos, os autores ressaltam que a perda da participação da indústria não foi tão intensa e ocorreu principalmente no período anterior a 1993, fase em que a economia brasileira quanto a mundial passou por crises externas e instabilidade macroeconômica.

Bresser-Pereira e Marconi (2008), por sua vez, argumentam que a desindustrialização no Brasil é resultado da ‘doença holandesa’. Eles afirmam que a ocorrência simultânea de câmbio apreciado e equilíbrio comercial seriam a prova da existência de ‘doença holandesa’ no Brasil. Os autores também destacam a mudança de política econômica iniciada na década de 90 favorecendo este cenário<sup>5</sup>. Do ponto de vista do comércio exterior os autores afirmam que o processo de abertura comercial proporcionou não somente um aumento das importações, mas favoreceu o aumento das exportações (novos mercados consumidores)<sup>6</sup>. Com relação à política cambial, o argumento dos autores é que a redução da taxa real de câmbio, o aumento da demanda externa, combinado com o aumento dos preços relativos das *commodities* e o crescimento da economia mundial contribuíram para o *boom* das exportações brasileiras até 2007. Apesar desse resultado favorável na balança comercial, a questão central é o efeito de uma taxa de câmbio apreciada sobre a produção industrial. Os autores apontam para um desestímulo da produção em setores menos competitivos<sup>7</sup>. Nesta perspectiva, um

---

<sup>5</sup> O país passou de um regime de controle tarifário e cambial marcadamente de um modelo ISI para uma política de abertura comercial e regime de câmbio flutuante.

<sup>6</sup> Desde 2002 o país vem acumulando saldo positivo na balança comercial e é somente após a crise de 2008 que esse quadro começa a se inverter. Moreira (1999) ressalta que o processo de abertura comercial favoreceu, principalmente, a importação nos setores intensivos em tecnologia e, nas exportações, àqueles mais intensivos em recursos naturais ou pouco intensivos em tecnologia e capital.

<sup>7</sup> Rowthorn e Ramaswamy (1997) chamam atenção para um aspecto pouco mencionado acerca dos efeitos da apreciação cambial. Com certeza, neste contexto, um sintoma adicional para a verificação de ‘doença holandesa’ deveria estar associado ao crescimento do desemprego na economia. Pois se a desindustrialização não é um processo natural, então o setor de serviços não seria capaz de absorver essa mão de obra liberada da indústria.

câmbio apreciado pode contribuir para um cenário de ‘doença holandesa’ porque mesmo não havendo a descoberta de novos recursos naturais, ocorreria uma tendência à especialização de exportação de produtos primários ou manufaturados intensivos em recursos naturais e mão de obra, favorecidos pela política cambial<sup>8</sup>.

A análise da literatura brasileira recente sobre o tema da desindustrialização parece deixar pouca margem para a dúvida a respeito da ocorrência efetiva desse processo (Oreiro e Feijó, 2010). Com efeito, uma vez aceita a definição usual de desindustrialização como um processo pelo qual ocorre uma redução da participação do valor adicionado na indústria no PIB e/ou do emprego industrial no emprego total, torna-se inquestionável que esse processo vem ocorrendo no Brasil, com maior ou menor intensidade, de forma linear ou não, desde o final da década de 1980. O debate sobre a desindustrialização brasileira tem se concentrado mais sobre as causas desse processo, e suas possíveis consequências sobre o crescimento de longo-prazo, do que sobre a ocorrência histórica desse fenômeno. Dessa forma, no debate brasileiro recente sobre o tema podemos identificar duas hipóteses em disputa. A primeira hipótese, defendida por autores como Bresser-Pereira e Marconi (2008) e Oreiro e Feijó (2010), estabelece que o processo de desindustrialização da economia brasileira não é natural, mas resulta, em larga medida, da política macroeconômica adotada nos últimos 20 anos, a qual tem mantido uma taxa de câmbio sobre-valorizada, afetando negativamente as exportações de manufaturados e induzindo um processo de substituição de produção doméstica por importações. A segunda hipótese, defendida por Bonelli e Pessoa (2010), estabelece que o processo de desindustrialização brasileiro é similar ao ocorrido nos países desenvolvidos sendo, portanto, um processo natural e independente da gestão da política macroeconômica.

Isso posto, o presente artigo tem por objetivo aprofundar a análise das causas do processo de desindustrialização da economia brasileira por intermédio de uma análise empírica dos determinantes desse processo para o caso brasileiro para o período compreendido entre 1996 e 2008<sup>9</sup>. Para tanto, utilizamos a metodologia empregada por Rowthorn e Ramaswamy (1999) com o intuito de verificar se a perda relativa do emprego e do valor agregado na indústria pode ser explicada por fatores internos, como nos países desenvolvidos, ou por fatores externos como a globalização e a nova divisão internacional do trabalho. Algumas modificações são introduzidas na metodologia em consideração para levar em conta, de um lado, a disponibilidade de estatísticas e, de outro, a influência de fatores como a apreciação cambial ao afetar direta e indiretamente o produto e emprego. Uma importante inovação com respeito a metodologia de Rowthorn e Ramaswamy (1999) consiste em analisar os determinantes diretos e indiretos do processo de desindustrialização.

O artigo está estruturado em cinco seções incluindo esta parte introdutória. Na segunda seção são analisados alguns indicadores macroeconômicos, particularmente o comportamento ao longo do tempo das séries econômicas utilizadas na aplicação econométrica. Na terceira seção são apresentadas as equações básicas a serem estimadas a partir do modelo de Rowthorn e Ramaswamy (1999), bem como os aspectos metodológicos, isto é, os modelos de regressão adotados e os resultados dos testes (estacionalidade,

---

<sup>8</sup> Esse debate acerca do comportamento do câmbio e a possibilidade de especialização da estrutura das exportações tem ganhado espaço no cenário econômico principalmente a partir da descoberta das camadas de pré-sal.

<sup>9</sup> Escolhemos o ano de 1996 para o início de nossa análise empírica em função da mudança na metodologia de cálculo do PIB implementada pelo IBGE no primeiro trimestre de 2007. Conforme se explica pormenorizadamente na nota técnica 01 em anexo, a mudança metodológica implementada pelo IBGE inviabiliza a comparação entre as séries da participação do valor adicionado na indústria no PIB nos períodos anterior e posterior a 1995. Nossa análise termina em 2008 em função dos efeitos da crise financeira mundial sobre a exportação de manufaturados, o que poderia viesar os resultados dos testes econométricos feitos ao longo deste artigo.

colinearidade, heterocedasticidade, normalidade e autocorrelação). Iniciamos a quarta seção com os resultados obtidos por Rowthorn e Ramaswamy (1999) e seguimos comparando com as evidências para o caso brasileiro. Destacamos ainda nesta seção os efeitos do câmbio apreciado para a desindustrialização. A última seção ressalta as principais conclusões do artigo e a contribuição do mesmo para o debate sobre as causas do processo de desindustrialização no Brasil.

## **2. Alguns indicadores macroeconômicos da hipótese de desindustrialização no Brasil**

Rowthorn e Ramaswamy (1999), ao analisar a evolução do emprego industrial em 18 economias desenvolvidas, constataram que desde 1970 esses países sofreram uma redução da participação do emprego industrial em relação ao emprego total de 10 pontos percentuais, chegando ao patamar de 18% em 1994. Embora o período e a velocidade com que esse processo se iniciou tenham ocorrido de forma diferenciada entre os países, os autores buscaram apontar suas causas e implicações. As explicações para o deslocamento do emprego da indústria para o setor de serviços não diferem muito das explicações nos estágios iniciais de desenvolvimento quando há uma redução do emprego na agricultura, seja pela ótica da demanda quanto pela ótica da oferta. A explicação pelo lado da demanda é dada pela mudança na elasticidade renda, enquanto no caso da oferta as justificativas convergem para o crescimento da produtividade. Com relação à produtividade, Rowthorn e Ramaswamy (1997) ressaltam que apesar da dificuldade de se medir a produtividade no setor de serviços, é indiscutível o crescimento mais rápido da produtividade na indústria, fazendo com que o setor de serviços siga absorvendo essa mão de obra liberada, até mesmo para acompanhar o crescimento do produto industrial.

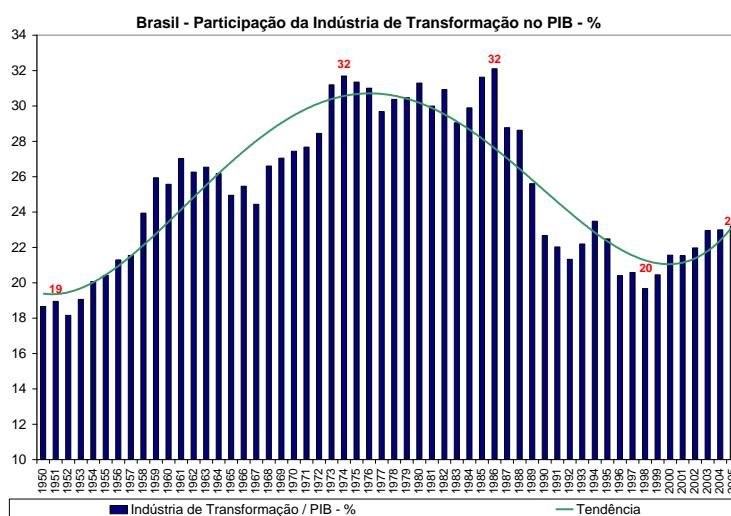
Em alguns países em desenvolvimento e de renda média a redução do emprego industrial tem sido crescente a partir da década de 90, cujo processo tem caminhado para uma desindustrialização precoce<sup>10</sup>, ressalta Palma (2005). No caso brasileiro, entre 1986 e 1998, os dados mostram que a indústria de transformação teve uma perda relativa de 12 pontos percentuais no produto total medida a preços correntes (Figura 1)<sup>11</sup>. Entre 1998 e 2005, a indústria de transformação apresenta uma leve recuperação, aumentando a sua participação em 3 p.p com respeito ao PIB.

---

<sup>10</sup> Palma (2005) considera que a liberalização comercial teve papel principal na aceleração da desindustrialização dos países emergentes. Ver também Dasgupta & Singh (2006).

<sup>11</sup> Deve-se ressaltar que para o debate a cerca da existência ou não de um processo de desindustrialização, a métrica relevante consiste em calcular a participação do valor adicionado da indústria no PIB a preços correntes, ao invés de preços constantes. Com efeito, conforme ressaltam Rowthorn e Ramaswamy (1999), uma das fontes de desindustrialização é precisamente a redução dos preços relativos da indústria com respeito aos preços dos demais bens e serviços produzidos na economia. Dessa forma, o cálculo da participação do VA da indústria no PIB a preços constantes, ao invés de preços correntes, elimina a *priori* uma das fontes mais importantes do processo de desindustrialização.

**Figura 1: Evolução da Participação da Indústria de Transformação no PIB a Preços Correntes (1950-2005)**



Fonte: Almeida (2006).

Oreiro e Feijó (2010) afirmam, com base nos dados apresentados por Almeida (2006), que o Brasil passou por uma desindustrialização no período 1986-1998 e contestam a hipótese de que este foi um fenômeno transitório, mesmo com uma retomada do crescimento do setor na segunda metade da década de 2000<sup>12</sup>. Esses autores atribuem à condução da política macroeconômica a causa do processo de desindustrialização (particularmente a política cambial). Eles argumentam ainda que o processo de desindustrialização brasileiro, se não é caracterizado por uma ‘doença holandesa’, está próximo desta ao citarem sintomas pelo qual a economia estaria enfrentando. Um deles se refere à queda da participação da indústria no valor adicionado somado aos déficits na balança comercial deste setor. O outro se refere à composição setorial, onde se verifica uma perda relativa nos setores de maior conteúdo tecnológico acompanhado por um aumento nos setores baseados em recursos naturais ou naqueles intensivos em mão de obra pouco qualificada.

Ainda que não haja consenso acerca de uma ‘doença holandesa’ no caso brasileiro, um aspecto que tem gerado discussões no meio acadêmico e em outras frentes é o impacto da taxa real de câmbio para as estratégias de crescimento de longo prazo. Vários autores têm enfatizado sobre os efeitos adversos do câmbio apreciado para o desenvolvimento<sup>13</sup> [Razin e Collins (1997); Gala (2008); Rodrik (2003, 2008); Frenkel (2004); Barbosa-Filho (2004). Para Gala (2008), as excessivas apreciações têm impedido muitas economias em desenvolvimento alcançarem um estágio maduro, o que tem levado a uma perda de competitividade do setor industrial<sup>14</sup>. Apesar da taxa de câmbio ser um instrumento de competição via preços, na perspectiva kaldoriana ela pode ser compreendida como uma

<sup>12</sup> É importante ressaltar que o crescimento da indústria neste período ficou abaixo da taxa de crescimento da economia como um todo. Ver também Feijó (2007) e Feijó *et al* (2005, 2009).

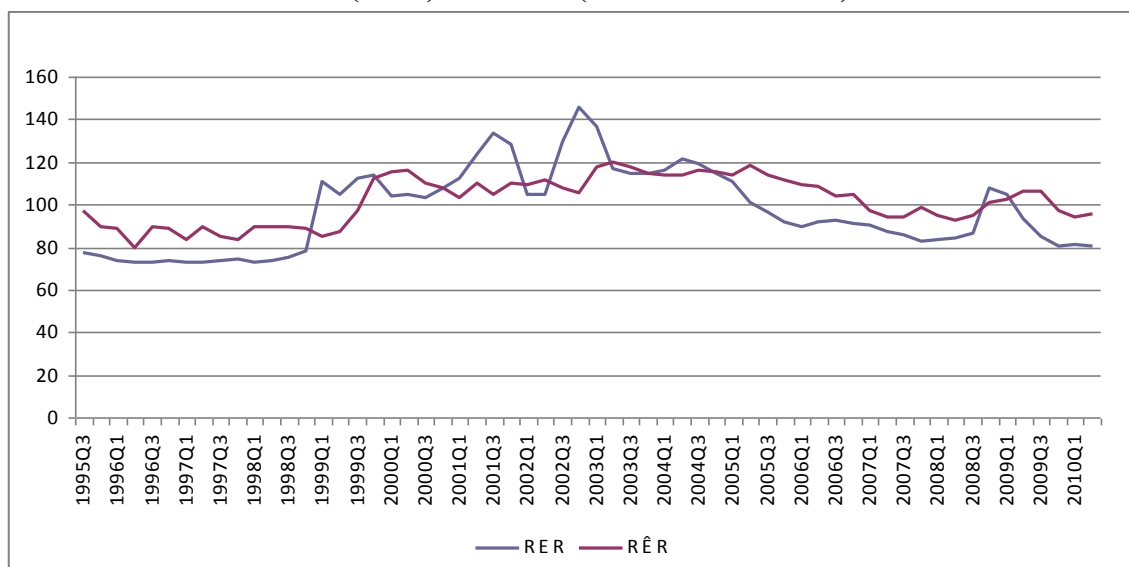
<sup>13</sup> Essa relação entre taxa real de câmbio e crescimento foi introduzida por Razin e Collins (1997) que mostraram a existência de importantes não-linearidades na relação entre as variáveis desalinhamento cambial e o crescimento do produto real para uma amostra de 93 países desenvolvidos e em desenvolvimento no período 1975-1993. Os resultados empíricos mostraram que enquanto apenas sobrevalorizações muito intensas da taxa real de câmbio estão associadas com crescimento econômico mais lento no longo-prazo, sub-valorizações moderadas do câmbio real têm efeito positivo sobre o crescimento do produto.

<sup>14</sup> Gala e Libânio (2008) destacam os efeitos perversos das sobrevalorizações cambiais ao desenvolvimento econômico. Elas reduzem a lucratividade e o investimento nos setores *tradables*, assim como realoca recursos para os setores onde há retornos decrescentes de escala e para setores não-comercializáveis. Dessa maneira, as sobrevalorizações cambiais afetam toda a dinâmica tecnológica da economia.

ferramenta de política industrial. A desvalorização do câmbio tem como objetivo alterar as elasticidades de exportação/ importação e uma mudança na composição das exportações, de bens tradicionais para manufaturados, o que evita não somente uma desindustrialização, como é capaz de promover uma mudança estrutural na economia.

Para os autores que defendem a ocorrência de um processo de desindustrialização no caso brasileiro, o câmbio apreciado é um dos principais problemas. Em quase toda a década de 90 o câmbio apresentou este comportamento, embora no final da década se observe uma reversão, quando houve inclusive uma mudança de regime<sup>15</sup> (Figura 2). O ponto que os autores têm focado, no entanto, é o desalinhamento cambial em relação à taxa de equilíbrio<sup>16</sup>. Com efeito, verifica-se na figura 1 abaixo que a economia brasileira vivenciou dois momentos de forte sobre-valorização cambial no período 1995-2010. O primeiro momento no período 1995-1998 e o segundo no período 2005-2010. *Um aspecto importante a ser ressaltado é que no período em que a taxa real efetiva de câmbio estava relativamente alinhada, ou seja, entre 1999 e 2004, a participação da indústria no PIB apresentou um aumento de 4 p.p.* (passou de 17,1% para 21,1%).

**Figura 2: Taxa Real Efetiva de Câmbio (RER) e Taxa Real Efetiva de Equilíbrio (RÊR) no Brasil (1995/3T – 2010/1T)**



Fonte: Oreiro et al. (2010) e IPEADATA.

Não há dúvidas sobre os efeitos do câmbio apreciado para as estratégias de crescimento de longo prazo, mas a existência de um câmbio real apreciado ou sobre-valorizado não é suficiente para caracterizar a desindustrialização ou sinais de doença holandesa. Tregenna (2009), por exemplo, considera que somente uma redução persistente da participação da indústria no emprego e valor adicionado total seria um sinal conclusivo de ocorrência de desindustrialização. A autora distingue ainda entre três tipos de comportamento do emprego e produto na indústria e considera que os efeitos da desindustrialização são diferenciados entre essas variáveis. O primeiro tipo corresponde a uma perda absoluta, isto é, uma redução no nível de produto e emprego na indústria, o que não se verifica no caso

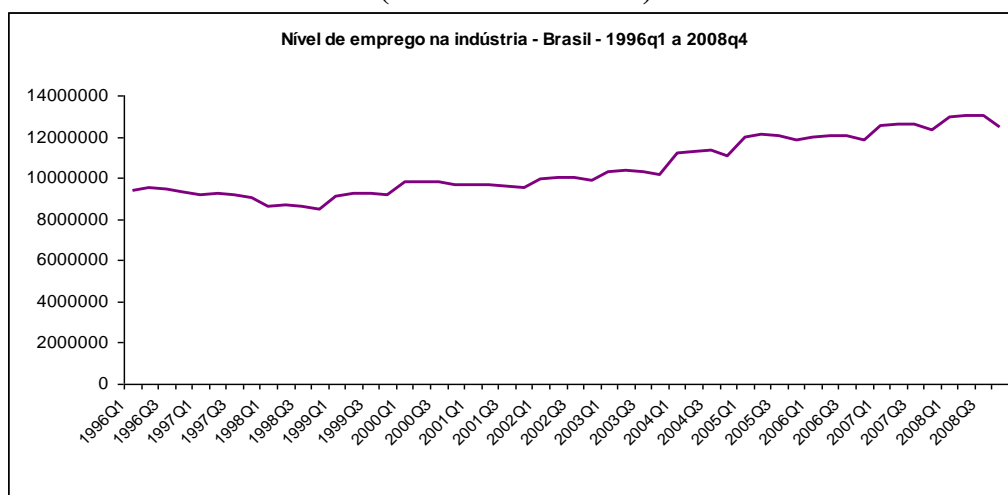
<sup>15</sup> Houve uma mudança de regime de câmbio administrado para o regime de câmbio flutuante, combinado com a política de metas de inflação.

<sup>16</sup> Para uma discussão detalhada a respeito da determinação da taxa real de câmbio de equilíbrio no Brasil no período 1995-2008 ver Oreiro *et al* (2010).

brasileiro (Figuras 3 e 4)<sup>17</sup>. O segundo está associado a uma perda relativa em relação ao produto e emprego total (o caso do Brasil) e o terceiro tipo é dado pela análise da intensidade do efeito em cada variável.

Com relação ao terceiro tipo, Tregenna (2009) menciona que nos países em desenvolvimento os efeitos sobre o emprego têm se mostrado mais forte do que em relação ao produto. Voltando a tabela 1 podemos constatar que no caso brasileiro a maior redução no setor industrial foi observada no valor adicionado. Segundo ela, uma desindustrialização decorrente do aumento da produtividade somente teria efeito no emprego e não no produto. No caso dos efeitos do comércio internacional para a desindustrialização, ela ressalta que o impacto sobre o emprego seria maior porque este induziria um crescimento da produtividade. Considerando o consumo como fonte de desindustrialização, a partir da queda dos preços relativos, ela considera que o impacto seria maior no produto industrial. O mesmo efeito seria esperado no caso de uma desindustrialização associada com a redução na taxa de investimento.

**Figura 3: Evolução do Nível de Emprego na Indústria Brasileira (1996/1T – 2008/4T)**



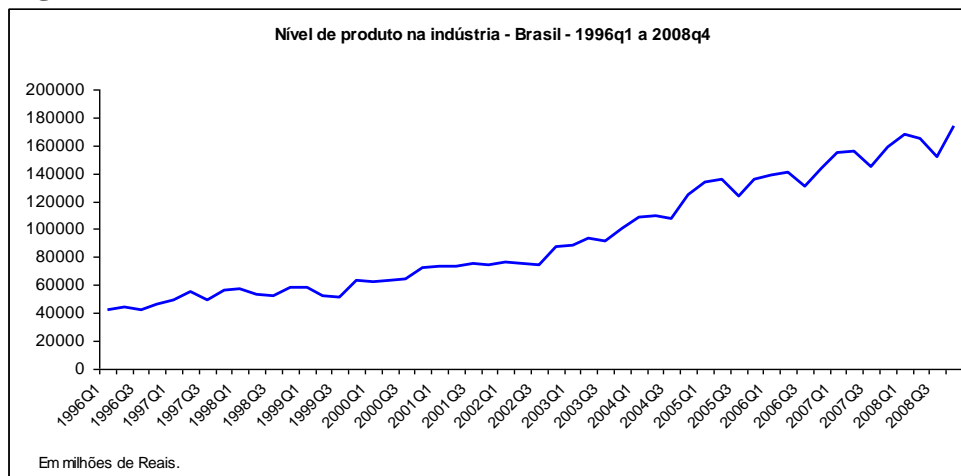
Fonte: IBGE. Elaboração própria.

No caso dos países avançados, o crescimento da produtividade na indústria tem sido o principal responsável pela perda relativa do emprego neste setor. No caso brasileiro, considerando os dados trimestrais, a produtividade na indústria também apresenta um comportamento crescente, mas quando comparada com o crescimento da produtividade da economia como um todo, observa-se uma relação relativamente estável (Figura 4). Com relação ao comportamento do emprego relativo na indústria no período (medido na escala logarítmica), podemos verificar uma ligeira redução que perdura até o final da década de 90, mas a partir de 2004 a série já começa a apontar um aumento. Um resultado do crescimento da produtividade na indústria é a queda dos preços relativos.

<sup>17</sup> Nos exemplos apresentados por Tregenna (2009) tanto o Reino Unido quanto a Coreia apresentam um nível de produto crescente e um nível de emprego decrescente entre 1980 e 2003.

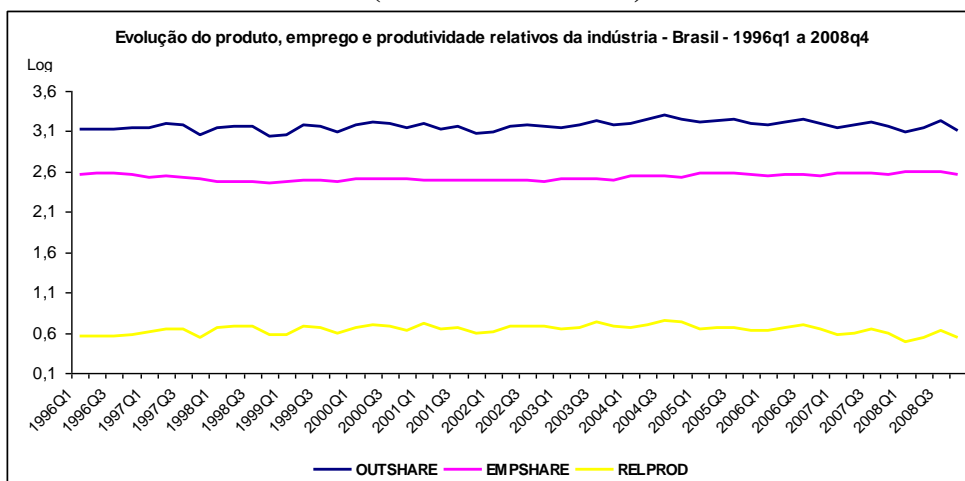


**Figura 4: Nível de Produto na Indústria Brasileira (1996/1T – 2008/4T)**



Fonte: IBGE. Elaboração própria. Valores reais a preços de 2008.

**Figura 5: Evolução do Produto, Emprego e Produtividade Relativa da Indústria no Brasil (1996/1T – 2008/4T)**



Fonte: IBGE. Elaboração própria. Valores em Log.

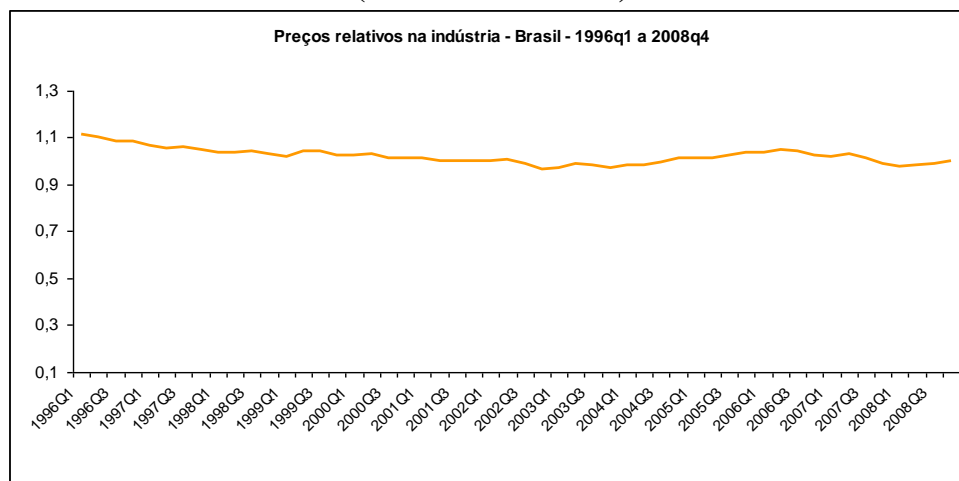
De acordo com a figura 6 é possível verificar uma queda dos preços relativos do setor industrial no período analisado. Embora se observe um ligeiro aumento entre 2004 e 2007, os preços relativos fecham o período com um nível inferior ao de 1996. Em princípio essa tendência de queda nos preços relativos na indústria converge com a idéia de um processo 'natural' do processo de desenvolvimento, como destacado por Rowthorn e Ramaswamy (1999). No entanto, deve-se destacar que a renda per capita do Brasil não atingiu o nível observado nos países desenvolvidos quando por início do seu processo de desindustrialização, razão pela qual Palma (2005) afirma que a desindustrialização brasileira, assim como a observada nos demais países da América Latina, é precoce.

Os autores que afirmam que o Brasil apresenta sinais de estar passando por um processo de 'doença holandesa' sinalizam não somente uma apreciação cambial, mas as conseqüências desta para a indústria nacional com uma perda de competitividade. Com efeito, um forte indício de 'doença holandesa' seria um crescente déficit comercial da indústria comparado com os demais setores [Palma (2005); Oreiro e Feijó (2008), Bresser-Pereira e Marconi (2008)]. Conforme se pode verificar na figura 6, que apresenta a evolução do saldo da balança comercial em US\$ milhões (FOB), este déficit é observado somente entre 1995 e

2001, período de grandes crises internacionais, e após 2008, refletindo os efeitos da crise financeira mundial<sup>18</sup>. Dessa maneira, parece um tanto precoce o diagnóstico de doença holandesa para o caso brasileiro.

Podemos observar ainda uma relação entre o crescimento da formação bruta de capital fixo e a participação da indústria no produto total. Em efeito, houve um ligeiro crescimento da FBCF a partir de 2003 e é inclusive a partir deste período que se tem verificado um maior aumento no valor adicionado da indústria (Figura 8).

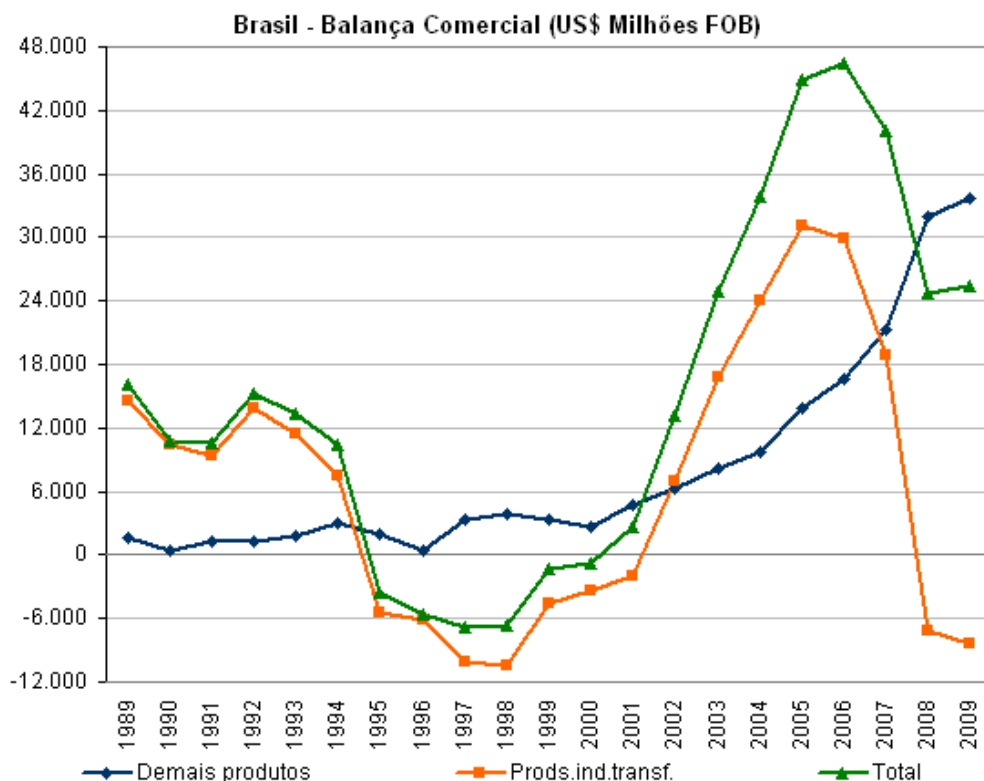
**Figura 6: Evolução dos Preços Relativos da Indústria Brasileira (1996/1T – 2008/4T)**



Fonte: IPEA. Elaboração própria.

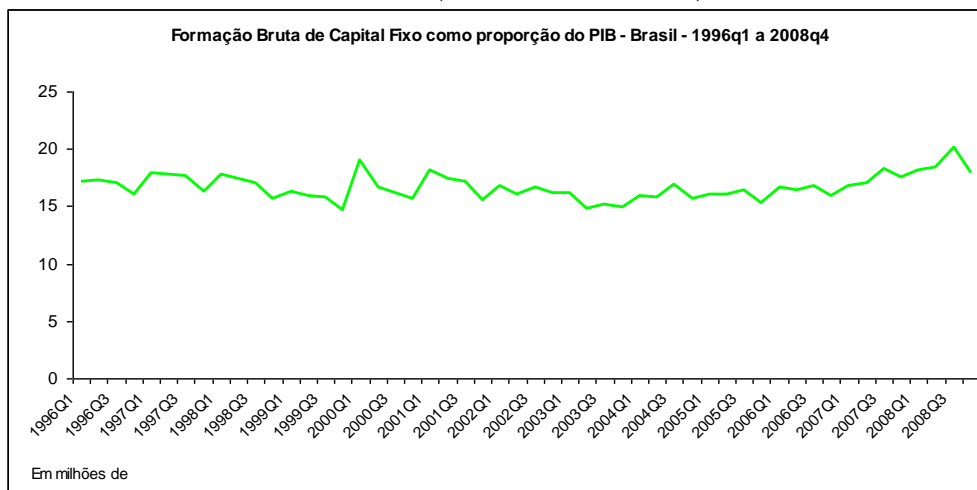
<sup>18</sup> Soares e Teixeira (2010) fazem essa análise com dados anuais para a balança comercial industrial e ressaltam esse aumento do déficit em períodos que a economia passou por crises internacionais.

**Figura 7 – Evolução do Saldo da Balança Comercial Brasileira (1989-2009)**



Fonte: Carta IEDI n. 446.

**Figura 8: Evolução da Formação Bruta de Capital Fixo como Proporção do PIB no Brasil (1996/1T – 2008/4T)**



Fonte: IBGE. Elaboração própria.

### 3. Metodologia

A metodologia de Rowthorn e Ramaswamy (1999) aplicada para 18 economias desenvolvidas consiste na estimação de quatro equações básicas: produtividade, preços, produto e emprego. Os autores buscam explicar o processo de desindustrialização partindo da análise do crescimento da produtividade na indústria e da queda dos preços relativos neste

setor. Essas variáveis, no entanto, estão relacionadas aos fatores internos e neste grupo se enquadra ainda o impacto do aumento da formação bruta de capital fixo na estrutura de demanda. Acerca dos fatores externos que impactam o produto e o emprego estão as variáveis relativas ao saldo da balança comercial da indústria e as importações dos países menos desenvolvidos. Esta última variável tem como objetivo captar os efeitos da competição via baixos salários e um processo de especialização no comércio internacional<sup>19</sup>. As equações estimadas por Rowthorn e Ramaswamy (1999) são<sup>20</sup>:

a) Produtividade:

$$\log RELPROD = \alpha_0 + \alpha_1 \log Y + \alpha_i Z_i$$

b) Preços:

$$\log RELPRICE = \beta_0 + \beta_1 \log Y + \beta_i Z_i$$

c) Produto:

$$\log OUTSHARE = \gamma_0 + \gamma_1 \log Y + \gamma_2 (\log y)^2 + \gamma_3 \log RELPRICE + \gamma_i Z_i$$

d) Emprego:

$$\log EMPSHARE = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 \log Y + \varepsilon_2 (\log y)^2 + \varepsilon_i Z_i$$

Onde  $Z_i$  representa variáveis adicionais que refletem a influência do comércio internacional e outros fatores<sup>21</sup>. Dado que é satisfeita a igualdade  $\log EMPSHARE = \log OUTSHARE - \log RELPROD$ , a equação de produto pode ser reescrita da seguinte forma, eliminando os preços:

$$\log OUTSHARE = \delta_0 + \delta_1 \log Y + \delta_2 (\log y)^2 + \delta_i Z_i$$

Nesse estudo foram realizadas ligeiras modificações nas variáveis utilizadas por Rowthorn e Ramaswamy (1999). Não foi considerada no modelo a variável referente às importações dos países menos desenvolvidos. Outra mudança se refere à inclusão da variável *dummy*, cujo valor é 1 quando a taxa de câmbio real está apreciada. Atrelado à discussão da desindustrialização, alguns autores têm ressaltado que o câmbio apreciado tem contribuído para acelerar esse processo. Dessa maneira, podemos definir as variáveis consideradas neste estudo como:

RELPROD – *log* da produtividade relativa do trabalho na indústria em relação à produtividade total<sup>22</sup>.

RELPRICE – *log* dos preços relativos na indústria em relação ao preço do produto como um todo.

<sup>19</sup> Essa discussão acerca da competição por meio de baixos salários no comércio internacional também é abordada por Saeger (1997). O autor encontra estatísticas significativas com relação ao impacto das importações do Sul no emprego. Ele aborda ainda a questão da realocação do emprego dentro da indústria.

<sup>20</sup> As equações apresentadas aqui foram ligeiramente modificadas visto que os autores trabalham com os dados em painel.

<sup>21</sup> No artigo de Rowthorn e Ramaswamy (1999) essas variáveis correspondem ao saldo da balança comercial na indústria, importações de países menos desenvolvidos, formação de capital, além de variáveis *dummies* para os países.

<sup>22</sup> A produtividade na indústria foi definida como a razão entre o valor adicionado e o emprego no setor.

OUTSHARE – *log* da participação do valor adicionado da indústria no PIB.  
 EMPSHARE – *log* da participação do emprego industrial no emprego total.  
 Y – *log* do PIB.  
 $Y^2$  – *log* do PIB ao quadrado<sup>23</sup>.  
 TRADEBAL – saldo da balança comercial como proporção do PIB<sup>24</sup>.  
 FIXCAP – formação bruta de capital fixo como proporção do PIB.  
*Dummy* – taxa de câmbio real apreciada assume valor 1 (RER – taxa de câmbio real).

Os dados utilizados para a estimação das regressões consistem em informações trimestrais para o período de 1996.I a 2008.IV, contabilizando 52 observações. A maior parte das informações acima foi obtida do Sistema de Contas Nacionais do IBGE. As exceções são as variáveis RELPRICE (calculado através da série do IPA) e RER, cuja fonte foi o Ipeadata<sup>25</sup>. Com relação a variável EMPSHARE, dada à falta de informações trimestrais de emprego nas Contas Nacionais, foi adotado o seguinte método: foi repetido o valor do total de emprego do ano para cada trimestre, sendo este somado ao saldo do fluxo de mão de obra trimestral obtido pelo CAGED.

Todas as séries passaram pela avaliação da condição de estacionalidade pelo teste ADF. Os resultados estão expressos na tabela 2 e, de acordo com os valores críticos do teste, apontam para uma não estacionalidade das séries [I(1)]. Com efeito, para que as regressões das equações RELPROD, RELPRICE, OUTSHARE e EMPSHARE não sejam espúrias é importante verificar se os erros são estacionários [I(0)] ou por meio da aplicação do método da primeira diferença. Inicialmente, as equações foram estimadas por OLS, cujos resultados foram testados para a existência de colinearidade, não normalidade, heterocedasticidade e autocorrelação. Nas tabelas 3a e 3b apresentamos o resultados desses testes, sendo que nesta última foi acrescida a variável taxa real de câmbio ao modelo.

Por se tratar de séries temporais, os problemas mais comuns são heterocedasticidade e autocorrelação. Logo, utilizou-se o método Cochrane-Orcutt, que é um modelo de ajuste linear para correlação serial. A inclusão da variável RER no modelo gerou estatísticas pouco significativas como será visto mais adiante. Os resultados, por sua vez, serão apresentados considerando a variável *Dummy* para a taxa real de câmbio apreciada. Para comparação dos resultados, apresentaremos as tabelas estimadas por OLS, OLS com uma defasagem para a variável endógena (também podendo ser compreendido como VAR) e Cochrane-Orcutt.

**Tabela 2**  
**Teste ADF - Séries 1996.I - 2008.IV**

Variáveis	Com constante	Sem constante	Com tendência	Variáveis	Com constante	Sem constante	Com tendência
EMPSHARE	-1.537	-0.003	-2.496	D(EMPSHARE)	-7.500	-7.585	-7.731
OUTSHARE	-4.132	-0.076	-4.467	D(OUTSHARE)	-8.101	-8.191	-8.022
PIB	-2.120	0.817	-5.445	D(PIB)	-12.369	-11.720	-12.415
PIB2	-2.132	0.793	-5.435	D(PIB2)	-12.362	-11.719	-12.416
RELPROD	-4.059	-0,324	-3.963	D(RELPROD)	-8.189	-8.276	-8.203
RELPRICE	-2.905	0.072	-2.337	D(RELPRICE)	-5.780	-5.725	-5.942
TRADEBAL	-1.412	-1.356	-1.590	D(TRADEBAL)	-7.025	-7.091	-6.982
FIXCAP	-4.372	-0.146	-4.370	D(FIXCAP)	-11.738	-11.850	11.751
RER	-1.906	0.141	-1.829	D(RER)	-5.374	-5.404	-5.308

<sup>23</sup> Esta variável mostra que à medida que a renda cresce a elasticidade-renda da demanda para produtos industrializados se altera, geralmente ficando abaixo de um.

<sup>24</sup> No modelo original essa variável se refere ao saldo da balança comercial industrial como proporção do PIB.

<sup>25</sup> Essas informações foram obtidas com periodicidade mensal e transformadas em dados trimestrais a partir da média dos três meses.

**Tabela 3a****Testes de colinearidade, normalidade, heterocedasticidade e autocorrelação serial**

Regressões por OLS		Testes					Diagnóstico
Endógena	Exógenas	VIF	S-WILK	B-PAGAN	B-GODFREY	DW	
RELPROD	PIB, TRADEBAL	1,28	0,658	0,044	0,024	1,290	Heterocedasticidade e Autocorrelação
RELPRICE	RELPROD, TRADEBAL	1,19	0,499	0,222	0,000	0,244	Autocorrelação
OUTSHARE	PIB, PIB2, RELPRICE, TRADEBAL, FIXCAP	(*)	0,680	(*)	0,024	1,330	Autocorrelação.
EMPSHARE	PIB, PIB2, TRADEBAL, FIXCAP	(*)	0,201	(*)	0,000	0,479	Autocorrelação.

(\*) Devido à colinearidade entre PIB e PIB2, estimou-se a regressão sem constante.

**Tabela 3b****Testes de colinearidade, normalidade, heterocedasticidade e autocorrelação serial**

Regressões por OLS		Testes					Diagnóstico
Endógena	Exógenas	VIF	S-WILK	B-PAGAN	B-GODFREY	DW	
RELPROD	PIB, TRADEBAL, RER	1,390	0,255	0,055	0,164	1,540	*Autocorrelação no modelo sem constante
RELPRICE	RELPROD, TRADEBAL, RER	1,340	0,145	0,004	0,000	0,352	Heterocedasticidade e autocorrelação
OUTSHARE	PIB, PIB2, RELPRICE, TRADEBAL, FIXCAP, RER	(*)	0,362	(*)	0,029	1,331	Autocorrelação
EMPSHARE	PIB, PIB2, TRADEBAL, FIXCAP, RER	(*)	0,291	(*)	0,000	0,677	Autocorrelação

(\*) Devido à colinearidade entre PIB e PIB2, estimou-se a regressão sem constante.

## 4. Evidências empíricas a partir da aplicação da metodologia de Rowthorn e Ramaswamy (1999).

### 4.1. Os resultados de R&R para os países desenvolvidos

Rowthorn e Ramaswamy (1999) buscaram explicar o processo de desindustrialização nos países desenvolvidos a partir das análises do crescimento da produtividade na indústria, da queda dos preços relativos e do aumento da formação bruta de capital fixo na estrutura de demanda, o que eles denominaram como fatores internos. Outros fatores também influenciam na queda do emprego na indústria, como o saldo na balança comercial industrial e as importações de países menos desenvolvidos, denominados como fatores externos. Os resultados encontrados por esses autores mostraram que nos países desenvolvidos os fatores internos constituem a principal razão da redução do emprego na indústria.

De acordo com as equações estimadas, os autores concluem que o crescimento do PIB tem efeito positivo nas equações de produtividade, produto e emprego. De acordo com o valor dos coeficientes, o maior efeito do PIB é observado na equação de emprego. Os autores verificaram ainda uma relação negativa entre o crescimento da produtividade e os preços relativos (-0,89). Além disso, evidenciaram que a queda nos preços relativos gera um aumento da participação relativa da indústria no produto total. Ainda com relação às variáveis que apresentam uma relação negativa na metodologia de Rowthorn & Ramaswamy (1999), o coeficiente do PIB ao quadrado pode ser interpretado como a elasticidade-renda da demanda para produtos industrializados que aumenta a uma taxa decrescente à medida que a renda per capita dos países cresce. As importações dos países menos desenvolvidos também exercem um efeito negativo nas equações de preços relativos e emprego. O argumento dos autores é que um aumento das importações dos países menos desenvolvidos leva a uma queda dos preços relativos e do emprego industrial decorrente da crescente especialização nesses países<sup>26</sup>. Além disso, os autores evidenciaram que as importações dos países menos desenvolvidos têm impacto positivo sobre a produtividade e produto na indústria, sendo que neste último o resultado foi pouco significativo.

Acerca dos determinantes da queda dos preços relativos, os autores encontraram um elevado coeficiente para a produtividade relativa e altamente significativo. Já a variável importação dos países menos desenvolvidos mostrou-se não ser significativa sobre as mudanças nos preços relativos. Sendo assim, o crescimento da produtividade é a principal responsável pela queda dos preços e como a produtividade é maior na indústria, pela relação na equação de produto, espera-se que à medida que a economia se desenvolve a demanda por bens industrializados se expande e posteriormente a desindustrialização se torna um processo natural. Logo, Rowthorn e Ramaswamy (1999) reafirmam a hipótese defendida por Clark (1957)<sup>27</sup> acerca do comportamento da elasticidade renda no processo de desenvolvimento. De acordo com Clark os países inicialmente possuem uma elasticidade renda da demanda acima de 1 para produtos industrializados e à medida que a renda aumenta essa elasticidade tende a se reduzir ficando abaixo de um.

Sobre os efeitos no produto e emprego, os autores evidenciaram que o saldo da balança comercial industrial e formação bruta de capital fixo impactam positivamente o produto. Já a variável formação bruta de capital fixo mostrou-se impactar positivamente o emprego. Mas vale ressaltar que foi a variável que representa o saldo da balança comercial industrial que exerceu maior efeito no emprego. Ainda com relação à variável de comércio

---

<sup>26</sup> Vale ressaltar, no entanto, que o impacto das importações dos países menos desenvolvidos sobre os preços relativos se mostrou pouco significativo.

<sup>27</sup> Ver Clark (1957) *apud* Rowthorn e Ramaswamy (1999).

internacional, a importação dos países menos desenvolvidos apresentou um sinal negativo em relação ao emprego, mas com um coeficiente não tão expressivo de 0,04.

A Tabela 4 mostra o sinal dos coeficientes das equações estimadas por Rowthorn & Ramaswamy (1999). Na comparação com o caso brasileiro, conforme será visto com mais detalhes na subseção seguinte, os resultados convergem para aqueles encontrados pelos autores, ainda que com algumas modificações nas equações de regressão e método adotado, visto que eles estimaram com dados em painel.

**Tabela 4**  
Resultados obtidos por Rowthorn & Ramaswamy (1999)

Equações	Endógena	Exógenas	Sinal do Coeficiente	Sinal do Coeficiente no caso brasileiro	Observação
1 RELPROD*		PIB	+	+	(a)
		TRADEBAL	+	+	
		LDCIMP	+	ND	(b)
2 RELPRICE*		RELPROD	-	-	(a)
		TRADEBAL	-	-	
		LDCIMP	-	ND	(b)
3 OUTSHARE*		PIB	+	+	(a)
		PIB2	-	-	
		RELPRICE	<b>(-) e altamente significativo</b>	<b>(+) pouco significativo</b>	(c)
		TRADEBAL	+	+	(d)
		FIXCAP	+	+	
		LDCIMP	+	ND	(d)
	4 EMPSHARE*		PIB	+	+
PIB2			-	-	
TRADEBAL			+	+	(d)
FIXCAP			+	+	
LDCIMP			-	ND	(e)

- a) O valor do coeficiente encontrado pelos autores é bem maior do verificado para o caso brasileiro.  
b) Os autores utilizaram a variável LDC, neste caso utilizamos a variável de comércio internacional disponível. O valor do coeficiente encontrado pelos autores é ligeiramente maior do verificado para o caso brasileiro.  
c) O valor do coeficiente encontrado pelos autores é elevado, negativo e altamente significativo.  
d) O valor do coeficiente encontrado no caso brasileiro é similar ao encontrado pelos autores.  
e) O valor do coeficiente observado no caso brasileiro é ligeiramente maior.  
ND - Variável não disponível.

## 4.2. O caso brasileiro

Os resultados da aplicação do modelo de Rowthorn e Ramaswamy (1999) para o caso brasileiro foram bem similares daqueles observados por esses autores. Primeiro, no que se referem aos sinais dos efeitos esperados, quase todas as relações convergiram para os mesmos resultados encontrados por R&R, a exceção foi o efeito dos preços relativos sobre o produto relativo. Uma outra diferença foi observada na magnitude do coeficiente que mede o efeito do PIB sobre a produtividade, produto e emprego. No caso brasileiro, o efeito do PIB sobre essas variáveis é alto e significativo, mas bem abaixo do observado por R&R para os países desenvolvidos. Já os coeficientes das variáveis TRADEBAL e FIXCAP são praticamente os mesmos na comparação. Outro ponto é acerca das evidências da lei Kaldor-Verdoorn<sup>28</sup>. As

<sup>28</sup> A lei Kaldor-Verdoorn está relacionada a dois fatos estilizados: o primeiro mostra uma relação positiva entre o crescimento do produto na indústria e o crescimento da economia como um todo; o segundo se refere às



equações 3 e 4 confirmam o fato estilizado de Kaldor sobre a relação positiva entre o crescimento da indústria e o PIB. Já a equação 1 também mostra uma relação positiva entre o crescimento da produtividade relativa da indústria e o PIB, mas não é exatamente a relação de Verdoorn, dado que a variável não é o PIB industrial<sup>29</sup>.

No caso brasileiro os resultados também indicam uma relação negativa entre o crescimento da produtividade e a queda dos preços relativos, porém o coeficiente é bem menor do observado para os países desenvolvidos (-0,10)<sup>30</sup>. Por outro lado, a variável de comércio internacional TRADEBAL, além de não significativa, não exerce influência sobre os preços relativos. O efeito da variável RELPRICE no produto apresentou um resultado não significativo. Além disso, verificou-se uma relação **positiva** com a variável, o que contradiz com a teoria. Este resultado se deve em parte ao problema de endogeneidade. A relação entre as variáveis 'produto' e 'preço' geralmente apresenta esse tipo de problema<sup>31</sup>. Mas também há problema de especificação do modelo, visto que quando se aplica a regressão entre produto relativo na indústria e preços relativos, sem as demais variáveis, o coeficiente é negativo e altamente significativo.

As variáveis FIXCAP e TRADEBAL exercem um efeito positivo sobre o emprego, mas o grau de significância delas difere de acordo com os métodos utilizados. No método Cochrane-Orcutt a variável TRADEBAL mostrou-se pouco significativa, enquanto que no método VAR com uma defasagem é a variável FIXCAP que tem baixa significância. Na análise de R&R, a conclusão de que os fatores internos são os principais determinantes para a desindustrialização, de certa forma, se baseia na investigação do quanto as variáveis que representam os efeitos externos impactam o produto e o emprego. Neste sentido, os autores destacam o papel das importações dos países menos desenvolvidos ao afetar negativamente o emprego industrial. No caso brasileiro, a análise com dados trimestrais não permitiu a construção dessa variável. No entanto, como mencionado, a variável de comércio internacional utilizada (TRADEBAL) revelou ter pouco efeito sobre o crescimento do emprego e da produtividade<sup>32</sup>. Se poderia pensar porque a variável utilizada neste estudo não corresponde exatamente à balança comercial industrial. No entanto, a análise a partir de dados anuais, onde essa informação está disponível, essa relação também se mostrou pouco significativa<sup>33</sup> (Tabelas 5, 6 e 7). Nas equações de produto e emprego, o crescimento do PIB exerce maior influência no comportamento destes, sendo maior o efeito no produto relativo [fato também verificado por R&R]. Com relação à variável formação bruta de capital fixo, um aumento desta em 1 ponto percentual teria efeito de 1,6% no produto relativo e 0,4% no emprego relativo<sup>34</sup>, valores próximos daqueles encontrados por R&R.

---

evidências de uma relação positiva entre o crescimento da produtividade e do produto na indústria [Libânio & Soro (2009)].

<sup>29</sup> No entanto, fazendo a estimação da lei encontramos resultado bem próximo e altamente significativo.

<sup>30</sup> Em Rowthorn e Ramaswamy (1999) esse coeficiente é - 0,88.

<sup>31</sup> Para testar endogeneidade primeiramente foi rodada a regressão por OLS conforme o modelo, com todas as variáveis exógenas, depois se aplicou um modelo auto-regressivo para a variável que se supõe endogeneidade. Posteriormente, aplicou-se uma regressão para os resíduos (equação condicional contra equação marginal) e verificou-se a significância do coeficiente. Quando não há significância podemos considerar a variável em questão exógena, mas o p-valor encontrado da estatística t foi de 0.043.

<sup>32</sup> Na comparação dos métodos utilizados, particularmente Cochrane-Orcutt e VAR em relação ao OLS padrão, é que o método Cochrane-Orcutt produz um erro padrão menor ao corrigir a autocorrelação. No modelo OLS clássico incorreríamos no erro de afirmar que a variável TRADEBAL seria significativa para a produtividade e a FIXCAP para o emprego, por exemplo, mas na verdade elas não são.

<sup>33</sup> Ver Soares & Teixeira (2010).

<sup>34</sup> Vale lembrar que os dados estão expressos em logaritmo.

**Tabela 5**

Resultados das equações estimadas pelo método OLS

Equações	Endógena	Exógenas	Coefficiente	SE	t	P-valor	R2
1 RELPROD*		PIB	0,023	0,000	83,740	0,000	0,993
		TRADEBAL	0,009	0,003	2,750	0,008	
2 RELPRICE*		RELPROD	-0,107	0,006	-16,830	0,000	0,871
		TRADEBAL	-0,006	0,002	-3,330	0,002	
3 OUTSHARE*		PIB	0,226	0,040	5,590	0,000	0,999
		PIB2	-0,004	0,002	-2,750	0,008	
		RELPRICE	0,319	0,216	1,480	0,146	
		TRADEBAL	0,019	0,003	5,950	0,000	
		FIXCAP	0,013	0,006	2,020	0,049	
3 OUTSHARE**		PIB	0,246	0,038	6,380	0,000	0,999
		PIB2	-0,005	0,001	-3,450	0,001	
		TRADEBAL	0,018	0,003	5,700	0,000	
		FIXCAP	0,014	0,006	2,250	0,029	
4 EMPSHARE*		PIB	0,094	0,030	3,190	0,003	0,999
		PIB2	0,000	0,001	-0,280	0,778	
		TRADEBAL	0,004	0,002	1,850	0,071	
		FIXCAP	0,012	0,005	2,520	0,015	

\*Modelo estimado sem constante.

\*\*Retirou-se a variável RELPRICE porque vale a igualdade  $\log\text{EMPSHARE} = \log\text{OUTSHARE} - \log\text{RELPROD}$ .**Tabela 6**

Resultados das equações estimadas pelo método Cochrane-Orcutt two-step

Equações	Endógena	Exógenas	Coefficiente	SE	t	P-valor	R2	DW original	DW transformado
1 RELPROD*		PIB	0,023	0,000	48,230	0,000	0,981	0,983	1,903
		TRADEBAL	0,012	0,005	2,410	0,020			
2 RELPRICE*		RELPROD	-0,103	0,014	-7,420	0,000	0,547	0,303	1,653
		TRADEBAL	0,000	0,002	-0,060	0,949			
3 OUTSHARE*		PIB	0,199	0,044	4,500	0,000	0,999	1,330	1,705
		PIB2	-0,003	0,002	-2,000	0,052			
		RELPRICE	0,724	0,291	2,490	0,017			
		TRADEBAL	0,021	0,004	5,570	0,000			
		FIXCAP	0,016	0,006	2,830	0,007			
3 OUTSHARE**		PIB	0,222	0,045	4,930	0,000	0,999	1,395	1,780
		PIB2	-0,004	0,002	-2,520	0,015			
		TRADEBAL	0,018	0,004	4,860	0,000			
		FIXCAP	0,016	0,006	2,720	0,009			
4 EMPSHARE*		PIB	0,127	0,025	5,090	0,000	0,999	0,461	1,704
		PIB2	-0,001	0,001	-1,480	0,146			
		TRADEBAL	0,002	0,002	0,720	0,476			
		FIXCAP	0,004	0,002	1,750	0,086			

\*Modelo estimado sem constante.

\*\*Retirou-se a variável RELPRICE porque vale a igualdade  $\log\text{EMPSHARE} = \log\text{OUTSHARE} - \log\text{RELPROD}$ .**Tabela 7**

Resultados das equações estimadas pelo método OLS com uma defasagem para a variável endógena

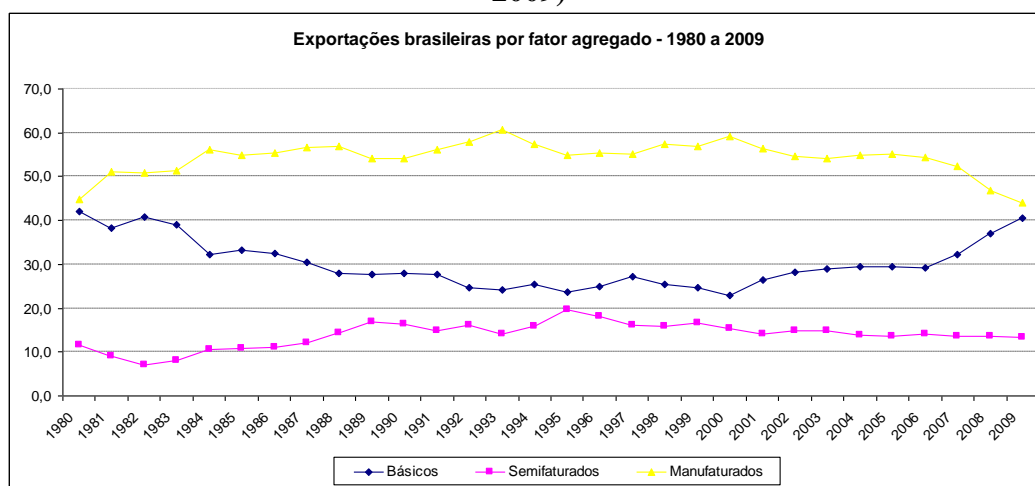
Equações	Endógena	Exógenas	Coefficiente	SE	t	P-valor	R2	B-GODFREY teste
1 RELPROD*		L1	0,433	0,130	3,340	0,002	0,995	0,312
		PIB	0,013	0,003	4,340	0,000		
		TRADEBAL	0,005	0,003	1,650	0,106		
2 RELPRICE*		L1	0,894	0,056	16,090	0,000	0,982	0,346
		RELPROD	-0,015	0,006	-2,360	0,023		
		TRADEBAL	0,000	0,001	0,610	0,547		
3 OUTSHARE*		L1	0,245	0,129	1,900	0,064	0,999	0,186
		PIB	0,199	0,043	4,590	0,000		
		PIB2	-0,004	0,002	-2,950	0,005		
		RELPRICE	0,338	0,225	1,500	0,141		
		TRADEBAL	0,018	0,003	5,250	0,000		
		FIXCAP	0,017	0,006	2,730	0,009		
3 OUTSHARE**		L1	0,286	0,128	2,240	0,030	0,999	0,464
		PIB	0,208	0,044	4,780	0,000		
		PIB2	-0,005	0,001	-3,410	0,001		
		TRADEBAL	0,016	0,003	4,970	0,000		
		FIXCAP	0,019	0,006	2,970	0,005		
4 EMPSHARE*		L1	0,818	0,075	10,840	0,000	0,999	0,585
		PIB	0,024	0,017	1,440	0,158		
		PIB2	0,000	0,001	-0,550	0,585		
		TRADEBAL	0,003	0,001	2,070	0,044		
		FIXCAP	0,003	0,003	1,300	0,199		

\*Modelo estimado sem constante.

\*\*Retirou-se a variável RELPRICE porque vale a igualdade  $\log\text{EMPSHARE} = \log\text{OUTSHARE} - \log\text{RELPROD}$ .

A questão do câmbio apreciado tem ganhado destaque no cenário econômico recente. Autores como Gala (2008) e Bresser-Pereira & Marconi (2008) ressaltam os efeitos adversos do câmbio apreciado para o desenvolvimento econômico. Para aqueles que acreditam que o país está passando por um processo de desindustrialização, o câmbio apreciado é um dos principais problemas porque desestimula a produção nos setores industriais *tradable*, bem como pode levar o país a uma situação de doença holandesa. O câmbio apreciado favorece a exportação de produtos baseados em recursos naturais e mão de obra, levando a uma tendência de especialização da produção. De acordo com os dados do MDIC podemos observar que as exportações brasileiras de manufaturados e semi-manufaturados têm caído nos últimos anos em contraste com o aumento das exportações de produtos básicos. No entanto, é importante ressaltar que esse aumento remonta desde 2000, quando o percentual das exportações de produtos básicos passou de 22,8% para 40,5%. Por outro lado, a apreciação cambial no caso brasileiro ganhou impulso somente a partir de 2005 (Gráfico 8). Dessa maneira, essa relação entre desindustrialização e câmbio deve ser avaliada com cuidado.

**Figura 9 : Evolução da Composição da Pauta de Exportações Brasileira (1980-2009)**



Fonte: MDIC.

Os resultados das regressões pelo método Cochrane-Orcutt apontaram que a inclusão da variável RER nas equações de produto e emprego relativos na indústria não era significativa na determinação destes. Talvez, se poderia pensar que esse resultado ocorre por causa da especificação da variável no modelo. Segundo Razin e Collins (1997) há uma relação de não linearidade entre as variáveis desalinhamento cambial<sup>35</sup> e o crescimento do produto real<sup>36</sup>. Embora a relação aqui não seja de crescimento, mas de participação relativa, a utilização da variável RER2 (o quadrado do índice da taxa de câmbio) também não alterou o resultado (Tabelas 8, 9 e 10). Utilizamos ainda uma variável *dummy* para representar o

<sup>35</sup> Segundo Razin e Collins (1997), embora o desalinhamento da taxa real de câmbio seja um conceito atual na teoria macroeconômica internacional, ainda não há consenso sobre o que seria um indicador de ‘desalinhamento’ e qual seria sua metodologia de construção. Neste sentido, Gala (2008) destaca duas medidas populares de desalinhamento: a *purchasing power parity* (PPP) e a taxa de câmbio de equilíbrio ‘fundamental’. Logo, níveis de preços internacionais elevados podem ser considerados uma *proxy* para sobrevalorizações para um dado nível de PIB per capita. Para Lucinda e Gala (2007), no entanto, ressaltam que o termo desalinhamento do capital é empregado para caracterizar uma situação de sobrevalorização do câmbio.

<sup>36</sup> Embora os resultados não estejam reportados aqui, vale destacar que além da RER foram utilizadas também as variáveis desalinhamento cambial e razão taxa real de câmbio/salário que, por sua vez, se mostraram pouco significativas.

câmbio apreciado<sup>37</sup> e *os resultados indicaram que o câmbio apreciado afeta negativamente a produtividade e o produto relativo na indústria*. Mas, de acordo com o valor do coeficiente na tabela 11, o efeito do câmbio apreciado praticamente se anula com os efeitos das variáveis TRADEBAL e FIXCAP no produto relativo. Logo, a evidência empírica, de acordo com essas especificações, não corrobora com os argumentos do *efeito direto* do câmbio para a desindustrialização.

**Tabela 8**  
Resultados das equações estimadas pelo método OLS

Equações	Endógena	Exógenas	Coeficiente	SE	t	P-valor	R2	B-GODFREY teste
1 RELPROD*		PIB	0,020	0,001	13,690	0,000	0,994	0,019
		TRADEBAL	0,005	0,003	1,600	0,117		
		RER	0,001	0,000	2,700	0,009		
2 RELPRICE*		RELPROD	0,051	0,029	1,750	0,086	0,920	0,000
		TRADEBAL	-0,004	0,001	-2,560	0,013		
		RER	-0,001	0,000	-5,490	0,000		
3 OUTSHARE*		PIB	0,201	0,046	4,350	0,000	0,999	0,029
		PIB2	-0,003	0,002	-2,000	0,051		
		RELPRICE	0,566	0,309	1,830	0,073		
		TRADEBAL	0,018	0,003	5,650	0,000		
		FIXCAP	0,014	0,006	2,230	0,030		
		RER	0,001	0,000	1,120	0,271		
3 OUTSHARE**		PIB	0,247	0,039	6,280	0,000	0,999	0,035
		PIB2	-0,005	0,001	-3,420	0,001		
		TRADEBAL	0,018	0,003	5,470	0,000		
		FIXCAP	0,014	0,007	2,060	0,045		
		RER	0,000	0,000	-0,280	0,783		
4 EMPSHARE*		PIB	0,113	0,025	4,580	0,000	0,999	0,000
		PIB2	-0,001	0,001	-0,790	0,431		
		TRADEBAL	0,008	0,002	3,590	0,001		
		FIXCAP	0,007	0,004	1,590	0,118		
		RER	-0,001	0,000	-4,860	0,000		

\*Modelo estimado sem constante.

\*\*Retirou-se a variável RELPRICE porque vale a igualdade  $\log\text{EMPSHARE} = \log\text{OUTSHARE} - \log\text{RELPROD}$ .

<sup>37</sup> A variável assumiu valor 1 nos trimestres onde o câmbio estava apreciado e 0 caso contrário.

**Tabela 9**

Resultados das equações estimadas pelo método Cochrane-Orcutt two-step

Equações	Endógena	Exógenas	Coefficiente	SE	t	P-valor	R2	DW original	DW transformado
1 RELPROD*		PIB	0,021	0,002	11,260	0,000	0,989	1,286	1,729
		TRADEBAL	0,008	0,004	1,880	0,066			
		RER	0,001	0,001	1,010	0,318			
2 RELPRICE*		RELPROD	-0,011	0,020	-0,540	0,593	0,650	0,350	1,492
		TRADEBAL	0,001	0,002	0,540	0,591			
		RER	-0,001	0,000	-5,500	0,000			
3 OUTSHARE*		PIB	0,175	0,049	3,550	0,001	0,999	1,331	1,711
		PIB2	-0,003	0,002	-1,400	0,167			
		RELPRICE	0,976	0,378	2,590	0,013			
		TRADEBAL	0,020	0,004	5,210	0,000			
		FIXCAP	0,017	0,006	3,000	0,004			
		RER	0,001	0,001	1,080	0,286			
3 OUTSHARE**		PIB	0,231	0,047	4,900	0,000	0,999	1,389	1,774
		PIB2	-0,005	0,002	-2,590	0,013			
		TRADEBAL	0,019	0,004	4,710	0,000			
		FIXCAP	0,015	0,006	2,490	0,016			
		RER	0,000	0,000	-0,710	0,481			
4 EMPSHARE*		PIB	0,127	0,027	4,790	0,000	0,999	0,677	1,642
		PIB2	-0,001	0,001	-1,320	0,193			
		TRADEBAL	0,004	0,003	1,620	0,112			
		FIXCAP	0,004	0,003	1,460	0,151			
		RER	0,000	0,000	-1,620	0,113			

\*Modelo estimado sem constante.

\*\*Retirou-se a variável RELPRICE porque vale a igualdade  $\log\text{EMPSHARE} = \log\text{OUTSHARE} - \log\text{RELPROD}$ .**Tabela 10**

Resultados das equações estimadas pelo método Cochrane-Orcutt two-step

Equações	Endógena	Exógenas	Coefficiente	SE	t	P-valor	R2	DW original	DW transformado
1 RELPROD*		PIB	0,019	0,004	4,330	0,000	0,989	1,308	1,728
		TRADEBAL	0,008	0,004	1,850	0,070			
		RER2	0,006	0,006	1,130	0,262			
2 RELPRICE*		RELPROD	0,051	0,025	2,020	0,049	0,819	0,323	1,317
		TRADEBAL	-0,002	0,001	-1,210	0,234			
		RER2	-0,005	0,001	-6,660	0,000			
3 OUTSHARE*		PIB	0,169	0,051	3,320	0,002	0,999	1,341	1,717
		PIB2	-0,002	0,002	-1,350	0,185			
		RELPRICE	0,993	0,373	2,660	0,011			
		TRADEBAL	0,020	0,004	5,210	0,000			
		FIXCAP	0,017	0,006	3,030	0,004			
		RER2	0,007	0,006	1,210	0,234			
3 OUTSHARE**		PIB	0,232	0,048	4,820	0,000	0,999	1,391	1,769
		PIB2	-0,005	0,002	-2,570	0,013			
		TRADEBAL	0,018	0,004	4,670	0,000			
		FIXCAP	0,015	0,006	2,490	0,016			
		RER2	-0,003	0,005	-0,610	0,543			
4 EMPSHARE*		PIB	0,130	0,028	4,710	0,000	0,999	0,669	1,641
		PIB2	-0,001	0,001	-1,350	0,183			
		TRADEBAL	0,004	0,003	1,550	0,128			
		FIXCAP	0,004	0,003	1,460	0,152			
		RER2	-0,005	0,003	-1,460	0,150			

\*Modelo estimado sem constante.

\*\*Retirou-se a variável RELPRICE porque vale a igualdade  $\log\text{EMPSHARE} = \log\text{OUTSHARE} - \log\text{RELPROD}$ .

**Tabela 11**

Resultados das equações estimadas pelo método Cochrane-Orcutt two-step

Equações	Endógena	Exógenas	Coefficiente	SE	t	P-valor	R2	DW original	DW transformado
1 RELPROD*		PIB	0,024	0,000	51,770	0,000	0,990	1,359	1,736
		TRADEBAL	0,009	0,004	2,250	0,029			
		DUMMY	-0,033	0,017	<b>-1,880</b>	0,066			
2 RELPRICE*		RELPROD	-0,110	0,013	-8,390	0,000	0,643	0,405	1,581
		TRADEBAL	-0,001	0,002	-0,250	0,807			
		DUMMY	0,005	0,008	0,650	0,521			
3 OUTSHARE*		PIB	0,159	0,046	3,480	0,001	0,999	1,400	1,735
		PIB2	-0,002	0,002	-1,080	0,287			
		RELPRICE	1,120	0,325	3,440	0,001			
		TRADEBAL	0,021	0,003	6,150	0,000			
		FIXCAP	0,019	0,006	3,320	0,002			
3 OUTSHARE**		DUMMY	-0,043	0,017	<b>-2,460</b>	0,018	0,999	1,425	1,771
		PIB	0,220	0,047	4,690	0,000			
		PIB2	-0,004	0,002	-2,390	0,021			
		TRADEBAL	0,017	0,004	4,730	0,000			
		FIXCAP	0,016	0,006	2,690	0,010			
4 EMPSHARE*		DUMMY	-0,006	0,016	-0,390	0,697	0,999	0,596	1,610
		PIB	0,125	0,027	4,570	0,000			
		PIB2	-0,001	0,001	-1,270	0,209			
		TRADEBAL	0,002	0,002	0,990	0,329			
		FIXCAP	0,004	0,002	1,630	0,110			
		DUMMY	0,006	0,011	0,600	0,554			

\*Modelo estimado sem constante.

\*\*Retirou-se a variável RELPRICE porque vale a igualdade  $\log\text{EMPSHARE} = \log\text{OUTSHARE} - \log\text{RELPROD}$ .

Procurando oferecer mais subsídios para essa discussão, *consideramos ainda os efeitos indiretos do câmbio apreciado sobre o saldo da balança comercial como proporção do PIB e a taxa de investimento da economia*. No caso brasileiro, o comportamento da taxa de câmbio real está positivamente relacionado com a balança comercial. Desde 2002 o país registra uma forte apreciação cambial e a partir desse período também temos evidenciado um superávit na balança comercial. De acordo com a tabela 12, temos que um aumento de 1% da taxa de câmbio aumenta em 4% o saldo comercial como proporção do PIB.

No caso da taxa de investimento, observamos uma relação inversa para as variáveis taxa de juros e taxa real de câmbio<sup>38</sup>. De acordo com os valores dos coeficientes temos que uma apreciação de 30% da taxa real de câmbio, como ocorrido em 2002, implicaria numa redução de 4,8% na taxa de investimento (Tabela 13)<sup>39</sup>. A grosso modo, podemos fazer um cálculo das elasticidades: no primeiro caso, dada a forma linear-log, a elasticidade é obtida pela razão entre o coeficiente estimado e a variável dependente. No caso da taxa de investimento temos a elasticidade dada pelo próprio valor do coeficiente. Sendo assim, considerando o primeiro trimestre de 2002 e tomando o valor absoluto do saldo da balança comercial, podemos afirmar que uma variação de 1% da taxa de câmbio real afetaria a balança comercial em 0,14%. Fazendo o cálculo para os 30% de apreciação o efeito seria de 4,3%<sup>40</sup>. Logo, a apreciação cambial teve efeito maior sobre a taxa de investimento na economia do que sobre o saldo da balança comercial.

<sup>38</sup> A taxa de juros utilizada foi a TJLP cuja fonte é o Ipeadata.

<sup>39</sup> É importante ressaltar que na tabela 13 utilizamos a variável LN\_FIXCAP ao invés de FIXCAP como no caso da equação para a variável TRADEBAL porque sem a transformação da variável em logaritmo os resultados indicavam não normalidade dos resíduos. Neste caso, poderíamos interpretar como problema de especificação do modelo. Os resultados somente se mostraram consistentes para o modelo entre formação bruta de capital (%PIB) e taxa de juros real, sem o efeito acelerador dado pela variável PIB defasada um período.

<sup>40</sup> Se fizermos o cálculo para o saldo médio da BC no período este efeito seria de 3,4%, ainda menor do que o encontrado para a taxa de investimento.

Por fim, importa saber quais os efeitos sobre o produto e emprego. De acordo com a tabela 9 (ou tabela 6), na equação de OUTSHARE, o coeficiente da variável TRADEBAL é ligeiramente maior (0,019) do que o coeficiente da variável FIXCAP (0,015). Essa diferença de 0,004 reduziria um pouco o efeito indireto negativo da apreciação no investimento no produto relativo, mas o impacto ainda seria negativo. Com relação à equação de emprego temos que os coeficientes são iguais (0,004), portanto temos mais uma vez os efeitos indiretos do câmbio sobre o investimento prevalecendo. Como os coeficientes na equação de emprego são menores do que na equação de produto, podemos concluir que os impactos no caso brasileiro serão maiores no produto do que no emprego.

**Tabela 12**  
Equação do Saldo da Balança Comercial (%PIB)

Endógena	Exógenas	Coeficiente	SE	t	P-valor	R2	DW original	DW transformado
TRADEBAL	L1_LNPIB	-2,342	0,864	-2,710	0,009	0,142	0,300	2,105
	LN_RER	4,012	2,362	1,700	0,096			
	Intercepto	46,240	22,576	2,050	0,046			

Método de estimação utilizado: Cochrane-Orcutt.

**Tabela 13**  
Equação da Taxa de Investimento

Endógena	Exógenas	Coeficiente	SE	t	P-valor	R2	DW	S-WILK
LN_FIXCAP	LN_RER	-0,161	0,040	-4,050	0,000	0,320	1,660	0,160
	TRJUROS	-0,042	0,013	-3,240	0,002			
	Intercepto	3,629	0,188	19,300	0,000			

Método de estimação utilizado: OLS.

## 5. Conclusão:

Partindo das diferentes formas de se avaliar a desindustrialização de acordo com Tregenna (2009), foi possível verificar que não há uma *desindustrialização absoluta* no Brasil, pois tanto os níveis de produto industrial como de emprego industrial têm aumentado. ***No entanto, há uma perda relativa, embora irregular, no produto e emprego nas últimas décadas.*** O emprego relativo na indústria mostrou sinais de crescimento modesto a partir de 2004, enquanto a trajetória do produto mostrou-se mais irregular com aumentos e declínios no período, porém com níveis inferiores ao do início da década de 90. A maior perda relativa do produto industrial foi verificada em períodos em que a economia brasileira, bem como a mundial, passou por várias crises. Nesse sentido, os resultados no caso brasileiro convergem para as explicações de Tregenna (2009) quando há um maior impacto sobre o produto relativo. A autora ressalta que as principais fontes de ‘desindustrialização’ estão associadas à queda nos preços relativos e à redução na taxa de investimento.

Com a aplicação da metodologia de Rowthorn e Ramaswamy (1999) para o caso brasileiro, observamos algumas similaridades com os resultados obtidos por esses autores. Para eles, 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. No caso brasileiro, se verificou uma relação positiva entre o crescimento do produto e o aumento da produtividade do trabalho na indústria. O que já era de se esperar pela própria definição de produtividade adotada [razão entre o valor adicionado e o total de mão de obra]. O crescimento da produtividade proporcionou um expressivo efeito sobre os preços relativos (10%).

Com relação aos efeitos das variáveis de investimento e comércio exterior no produto e emprego relativos verificamos que ambas têm magnitudes muito próximas. No caso do emprego, a queda na taxa de investimento na década de 1990 reflete a redução do produto industrial relativo no período. Já a partir de 2004, com a ampliação do investimento, o emprego apresenta sinais de expansão. Com efeito, os indicadores macroeconômicos recentes têm apontado recordes de contratação formal e menor nível do desemprego nos últimos oito anos. A variável de comércio exterior também contribuiu para este cenário, mas com impacto menor. A balança comercial apresentou déficits até 2002, após esse período manteve um quadro superavitário até 2008. Com crise financeira mundial esse quadro se reverteu, mas os impactos sobre o emprego não foram maiores porque se manteve a taxa de investimento e, como visto, o efeito deste sobre o emprego é maior. ***Como temos destacado, no caso brasileiro, a redução da participação relativa da indústria tem se dado mais no produto do que no emprego.*** Dessa forma, evidenciamos na equação de produto que a variável de comércio exterior tem efeito maior do que a de formação bruta de capital. Isso corrobora com os argumentos de que o comportamento do produto relativo industrial está correlacionado com a dinâmica da economia. Com a crise de 2008, por exemplo, verificamos não somente déficit na balança comercial como redução do produto relativo. Portanto, uma desindustrialização no caso brasileiro somente poderia estar atrelada a uma perda do dinamismo da economia ou uma recessão.

Ao considerarmos os efeitos indiretos do câmbio apreciado sobre o saldo da balança comercial como proporção do PIB e a taxa de investimento da economia, constatamos inicialmente que, no caso brasileiro, o comportamento da taxa de câmbio real está positivamente relacionado com a balança comercial. No caso da taxa de investimento, observamos uma apreciação de 30% da taxa real de câmbio, como ocorrido em 2002, implicaria numa redução de 4,8% na taxa de investimento.

Nesse contexto, considerando o primeiro trimestre de 2002 como ponto de partida e tomando o valor absoluto do saldo da balança comercial, podemos afirmar que uma variação de 1% da taxa de câmbio real afetaria a balança comercial em 0,14%. Fazendo o cálculo para os 30% de apreciação o efeito seria de 4,3%. Daqui se segue, portanto, que a apreciação cambial teve efeito maior sobre a taxa de investimento na economia do que sobre o saldo da balança comercial.

Ao analisar os efeitos sobre o produto e emprego verificamos que, na equação de OUTSHARE, o coeficiente da variável TRADEBAL é ligeiramente maior (0,019) do que o coeficiente da variável FIXCAP (0,015). Essa diferença de 0,004 reduziria um pouco o efeito indireto negativo da apreciação no investimento no produto relativo, mas o impacto ainda seria negativo. Com relação à equação de emprego temos que os coeficientes são iguais (0,004), portanto temos mais uma vez os efeitos indiretos do câmbio sobre o investimento prevalecendo. Como os coeficientes na equação de emprego são menores do que na equação de produto, podemos concluir que os impactos da apreciação do câmbio no caso brasileiro são maiores no produto do que no emprego.

### **Referências Bibliográficas:**

ALMEIDA, J.S.G. (2006). “Política Monetária e Crescimento Econômico no Brasil”. Seminário do PSDB, 16 de fevereiro.

BARBOSA-FILHO, N. H. (2004). “Growth, exchange rates and trade in Brazil: a structuralist post-Keynesian approach”. **Nova Economia**, Belo Horizonte, 14 (2), 59-86, maio-agosto.



- BONNELLI, R. (2005). “Industrialização e Desenvolvimento: Notas e conjecturas com foco na experiência do Brasil”. Texto preparado para o Seminário “Industrialização, desindustrialização e Desenvolvimento” organizado pela FIESP e pelo IEDI. São Paulo, SP, 28 de novembro de 2005.
- BONNELLI, R. & PESSOA, S. A. (2010). “Desindustrialização no Brasil: Um Resumo da Evidência”. FGV: Texto para Discussão n. 7.
- BRESSER-PEREIRA, L.C & MARCONI, N. (2008). “Existe doença holandesa no Brasil?”. Anais do IV Fórum de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas: São Paulo.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. (2008). “The Dutch Disease and Its Neutralization: a Ricardian Approach”, **Revista de Economia Política**, Vol. 28, N.1.
- FGV (2010). “A desindustrialização brasileira em debate”. **Conjuntura Econômica**: Carta do Ibre, vol.64, n.8, pp. 8-11, agosto 2010.
- DASGUPTA, S. & SINGH, A. (2006). “Manufacturing, Services and Premature Deindustrialization in Developing Countries: A Kaldorian Analysis”. UNU-WIDER, Research Paper No. 2006/49.
- DUTT, A. K. (2003). “Income elasticities of imports, North-South trade and uneven development”. In: Development Economics and Structuralist Macroeconomics: Essays in Honor of Lance Taylor. Amitava Krishna Krishna Dutt & Jaime Ros (Eds.).
- FEIJÓ, C. (2007). “Desindustrialização e os dilemas do crescimento econômico recente”. Estudos IEDI.
- FEIJÓ, C. *et al* (2009). “Brazil’s economy 1971-2005: Growth pattern and structural change”. UFF, Discussion Paper No. 15, April.
- FEIJÓ, C. *et al* (2005). “Ocorreu uma desindustrialização no Brasil?” São Paulo: IEDI, Novembro.
- FRENKEL, R. (2004). “Real Exchange Rate and Employment in Argentine, Brazil, Chile and México”. Centro de Estudios de Estado y Sociedad, mimeo.
- GALA, P. (2008). “Real Exchange Rate Levels and Economic Development: theoretical analysis and econometric evidence”. **Cambridge Journal of Economics**, 13, 395-412.
- GALA, P. & LIBÂNIO, G. (2008). “Efeitos da apreciação cambial nos salários, lucros, consumo, investimento, poupança e produtividade: uma perspectiva de curto e longo prazo”. Salvador: Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia da ANPEC.
- IEDI . (2010). A Indústria, o Desenvolvimento e a Nova Política Industrial. Carta IEDI n.446, Dezembro.
- KALDOR, N. (1968). “Productivity and Growth in Manufacturing Industry: a reply”. *Economica*, November.

- LIBANIO, G. & MORO, S. (2009). "Manufacturing industry and economic growth in Latin America: a Kaldorian Approach". Foz do Iguaçu: Anais do XXXVII Encontro Nacional de Economia da ANPEC.
- MOREIRA, M. (1999). "A indústria brasileira nos anos 90: o que já foi feito?" In: GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M. (Orgs.). A economia brasileira nos anos 90. BNDES.
- NASSIF, A. (2008). "Há evidências de desindustrialização no Brasil?" **Brazilian Journal of Political Economy**, vol. 28, n.1 (109), pp. 72-96, January-March.
- OREIRO, J.L & FEIJÓ, C. (2010). "Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro". **Revista de Economia Política**, Vol.30, n.2.
- PALMA, G. (2005). "Quatro fontes de desindustrialização e um novo conceito de doença holandesa". Conferência de Industrialização, Desindustrialização e Desenvolvimento, Federação das Indústrias do Estado de São Paulo, Agosto.
- RAZIN, O & COLLINS, S. (1997). "Real Exchange Rate Misalignments and Growth," International Finance 9707001, EconWPA.
- RODRICK, D. (2008). "Real Exchange Rate and Economic Growth: Theory and Evidence". John F. Kennedy School of Government, Harvard University, Draft, Julho.
- ROWTHORN, R. & RAMASWAMY, R. (1999). "Growth, trade and deindustrialization". International Monetary Fund, **IMF Staff Papers**, vol. 46, n.1, March.
- ROWTHORN, R. & RAMASWAMY, R. (1997). "Deindustrialization: causes and implications". International Monetary Fund, **Staff Studies for the Economic Outlook**, pp.61-77, December.
- ROWTHORN, R. & WELLS, J. (1987). "Deindustrialization and foreign trade". Cambridge, Cambridge University Press.
- SAEGER, S. S. (1997). "Globalization and Deindustrialization: Myth and Reality in the OECD". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 133 (4).
- SOARES, C. & TEIXEIRA, J. R. (2010). "Uma abordagem econométrica do processo de desindustrialização no caso brasileiro: elementos para o debate". Anpec: XXXVIII Encontro Nacional de Economia.
- TREGENNA, F. (2009). "Characterizing deindustrialization: an analysis of changes in manufacturing employment and output internationally". **Cambridge Journal of Economics**, Vol. 33 (3) p. 433-466.

## **Mudança do ano base para 2000 das Contas Nacionais divulgada no 1o. Trimestre de 2007.**

Um procedimento metodológico recomendado aos órgãos produtores de estatísticas oficiais é a revisão periódica das séries históricas com vistas à incorporação de melhorias nos procedimentos de cálculo das estimativas dos agregados macroeconômicos. Seguindo as recomendações internacionais, em 2007, o IBGE divulgou a série do PIB tendo o ano 2000 como base de referência<sup>41</sup>. Conquanto revisões que melhorem a qualidade das estimativas sejam bem vindas, elas também apresentam um ônus para o pesquisador por, na maioria das vezes, representar uma quebra na comparabilidade dos dados ao longo do tempo. Este é o caso para a economia brasileira na década de 1990, uma década marcada por grandes transformações no cenário macroeconômico nacional que afetaram profundamente sua estrutura produtiva, pois a revisão do PIB na nova base retroagiu até o ano de 1995, não incluindo a 1ª. metade da década.<sup>42</sup>

Com a mudança do ano de referência para 2000, o IBGE retroagiu a série histórica do PIB trimestral até o 1º trimestre de 1995. Os agregados de 1995 a 1999 foram estimados aplicando-se índices de volume e de preços aos valores estimados para economia no ano 2000. Como as estimativas dos agregados do ano 2000 incorporaram, dentre outras coisas, pesquisas setoriais com maior representatividade de pequenos e médios estabelecimentos, a estrutura dos totais estimados dessa forma difere das estimativas obtidas antes da mudança da base de referência. Assim, ao se estimar a 2ª. metade dos anos 1990 com base na estrutura da economia em 2000, as séries das Contas Nacionais em valores não são compatíveis com as da 1ª. metade dos anos 1990 (a partir de quando o IBGE passou a divulgar as Contas Nacionais segundo o Novo Sistema), quando as estimativas basearam-se, em muitos casos, em pesquisas com amostras menos robustas.

---

<sup>41</sup> Segundo IBGE (Nota metodológica no. 9, p.2): “Esta nova série caracteriza-se, principalmente, por um trabalho de atualização dos conceitos adotados, incorporação de novas fontes de dados e de resultados de pesquisas realizadas especificamente para o ano de referência, e o estabelecimento de marcos estruturais que serão referências para os anos subsequentes.”

<sup>42</sup> Vale lembrar que em 1997 o IBGE lançou o Novo Sistema de Contas Nacionais, seguindo as recomendações internacionais compiladas no *System of National Accounts* de 1993, com dados desde 1990.