

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

ESTÊVÃO FERREIRA MACHADO

**O PROCESSO DE DESINDUSTRIALIZAÇÃO
NO BRASIL APÓS O PLANO REAL: UM EXERCÍCIO DE MÍNIMOS QUADRADOS
ORDINÁRIOS APLICADO A SÉRIES TEMPORAIS**

PORTO ALEGRE

2013

ESTÊVÃO FERREIRA MACHADO

**O PROCESSO DE DESINDUSTRIALIZAÇÃO
NO BRASIL APÓS O PLANO REAL: UM EXERCÍCIO DE MÍNIMOS QUADRADOS
ORDINÁRIOS APLICADO A SÉRIES TEMPORAIS**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Flávio Tosi Feijó

PORTO ALEGRE

2013

ESTÊVÃO FERREIRA MACHADO

**O PROCESSO DE DESINDUSTRIALIZAÇÃO
NO BRASIL APÓS O PLANO REAL: UM EXERCÍCIO DE MÍNIMOS QUADRADOS
ORDINÁRIOS APLICADO A SÉRIES TEMPORAIS**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Conceito Final:

Aprovado em: Porto Alegre, ____ de _____ de _____.

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Flávio Tosi Feijó (FCE/UFRGS)

Orientador

Prof. Dr. Steffano Florissi (FCE/UFRGS)

Prof. Dr. Octávio Conceição (FCE/UFRGS)

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus e meus protetores espirituais pela oportunidade de aprendizado colocada à minha disposição e pelas intervenções iluminadas tal como anjos mudos em momentos de dúvida e fraqueza.

Agradeço a meus pais por sempre incentivarem e valorizarem o estudo dedicado como forma de libertação da alma frente à matéria.

Agradeço aos meus irmãos Rafael, Emanuela e Raquel, meus verdadeiros amigos.

Agradeço a minha esposa Jaqueline que foi uma luz em minha vida e pela paciência despendida.

Agradeço a minha filha Alice por fazer eu me sentir uma pessoa melhor.

Agradeço ao meu orientador Flavio Tosi Feijó, pelo interesse em orientar-me e pela oportunidade de aprendizado ímpar.

Agradeço aos professores Steffano Florissi e Octávio Conceição por terem marcado positivamente minha passagem pela graduação e pelo aceite em compor a banca examinadora do Trabalho de Conclusão de Curso.

Agradeço à Universidade Federal do Rio Grande do Sul e a todos os professores e funcionários com os quais tive direta ou indiretamente contato. Minha gratidão a uma instituição e às pessoas que a formam é o reconhecimento de minha fé na impessoalidade de nossas instituições formais e informais, cada vez mais fortalecidas a meu ver.

Agradeço a todos que tiveram participação e viveram comigo esse período de estudo profundo.

Sou eternamente grato.

RESUMO

O setor industrial é de fato importante no processo de alavancagem na geração de riqueza em um país pela sua intensividade de capital e capacidade de transmitir aos outros setores da economia uma capilarização de sua alta renda gerada. A atenção dada à indústria se justifica não apenas por isso, mas também pelo fato de esse setor ser o responsável pela última fase da etapa de desenvolvimento de um país o qual foi exigido muito investimento e tempo para que essa etapa fosse atingida. Um efetivo processo de desindustrialização seria algo difícil de assimilar em virtude desse fator de viés mais subjetivo. Sabendo disso, não apenas o meio acadêmico, mas os diversos agentes econômicos têm interesse e receio em presenciar um processo de desindustrialização ainda que esse processo possa, em alguns casos, ser um processo natural, de amadurecimento da economia nacional. Uma das formas de analisar o processo de desindustrialização enfrentado por uma economia nacional é por meio do estudo do comportamento da participação do emprego na indústria em relação ao emprego total. O objetivo deste trabalho é partir da hipótese da efetiva desindustrialização ocorrida no período pós Plano Real por meio da análise do emprego industrial em um modelo empírico. Ainda que cabalmente os dados absolutos demonstrem uma queda na participação do emprego industrial o modelo não comprovou a evidência de um processo precoce de desindustrialização na economia brasileira.

Palavras Chave: Desindustrialização, indústria brasileira, emprego industrial

LISTA DE FIGURAS

Figura 01 – Funcionamento do modelo de regressão (MQO)	22
Figura 02: Diagramas de Ballentine.	36

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 01 – Participação no valor adicionado bruto a preços básicos de cada setor	15
Gráfico 02 – Emprego industrial	46
Gráfico 03 – Investimento Industrial	48
Gráfico 04 – Emprego industrial x Emprego no setor de serviços	49
Gráfico 05 – Taxa de desemprego	50
Gráfico 06 – Salários médios e produtividade média do trabalho na indústria	51

LISTA DE TABELAS

Tabela 01 – Distribuição empírica cumulativa de τ	30
Tabela 02 – Teste dw de Durbin-Watson: regras de decisão	32
Tabela 03 – Valores críticos de Engle-Granger	39
Tabela 04 – Salário médio anual a preços correntes (2012)	50
Tabela 05 – Principais resultados do modelo empírico	53

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

- ADF – Dickey-Fuller Aumentado (teste de)
- AIC - Akaike Information Criterion (Critério de Informação de Akaike)
- ALICE – Análise de Informações de Comércio Exterior
- AR – Auto Regressivo
- BACEN – Banco Central
- CAGED – Cadastro Geral de Empregados e Desempregados
- CNI – Confederação Nacional da Indústria
- DF – Dickey-Fuller (teste de)
- DW – Durbin-Watson (teste de)
- FGV – Fundação Getúlio Vargas
- FMI – Fundo Monetário Internacional
- FBCF – Formação Bruta de Capital Fixo
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
- IPEA – Instituto de Pesquisas Econômicas e Aplicadas
- I(d) – Integração de ordem d
- LM – Multiplicador de Lagrange
- MCE – Modelo de Correção de Erros
- MCRL – Modelo Clássico de Regressão Linear
- MDIC – Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior
- MQO – Mínimos Quadrados Ordinários
- MTE – Ministério do Trabalho e Emprego
- PIB – Produto Interno Bruto
- PIA – Pesquisa Industrial Anual
- PIMES – Pesquisa Industrial Mensal
- PME – Pesquisa Mensal de Emprego
- PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios
- RAIS – Relação Anual de Informações Sociais
- RB – Ruído Branco
- RESET - Regression Specification Error Test (teste de erro de especificação em regressão)
- SIC - Schwarz Information Criterion (Critério de Informação de Schwarz)
- VAB – Valor Adicionado Bruto
- VI – Variável Instrumental

LISTA DE SÍMBOLOS

α - alfa

β - beta

γ - gama

δ - delta (minúsculo)

Δ - delta (maiúsculo)

ε - épsilon

θ - teta

λ - lambda

ρ - rô

μ - mi

σ - sigma (minúsculo)

Σ - sigma (maiúsculo)

τ - tau

χ^2 - qui-quadrado

R\$ - Reais (moeda)

US\$ - Dólares americanos (moeda)

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	13
2. REFERENCIAL TEÓRICO E DEFINIÇÕES	15
2.1. Conceitos: Desindustrialização, Reprimarização e Doença Holandesa	15
3. MODELO EMPÍRICO	21
3.1. Método de Estimação	21
3.1.1. O problema da regressão espúria	24
3.1.2. Estacionariedade	24
3.1.3. Autocorrelação	31
3.1.4. Heterocedasticidade	34
3.1.5. Especificação do modelo	35
3.1.6. Normalidade dos resíduos	35
3.1.7. Considerações sobre a multicolinearidade	36
3.1.8. Cointegração	37
3.1.9. Mecanismo de Correção de Erros (MCE)	39
3.2. Revisão da literatura teórica para o modelo empírico	40
3.3. O modelo empírico	42
3.4. Fontes de dados, periodicidade e operacionalização	44
4. ANÁLISE DO MODELO E DISCUSSÕES	46
4.1. Análise das variáveis usadas no modelo	46
4.2. Os resultados – considerações	51
5. CONCLUSÕES	54
6. REFERÊNCIAS	56
7. APÊNDICES	59
7.1. Apêndice A – Sumário estatístico das variáveis	59
7.2. Apêndice B – Resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis em nível	60

7.3. Apêndice C – Resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis em 1ª diferença	64
7.4. Apêndice D – Resultado do teste de cointegração	68
7.5. Apêndice E – Modelo de correção de erros	69
7.6. Apêndice F – Resultado do teste de autocorrelação	70
7.7. Apêndice G – Resultado do teste de heterocedasticidade de White	72
7.8. Apêndice H – Teste RESET de Ramsey para especificação	73
7.9. Apêndice I – Matriz de correlações	74
7.10. Apêndice J – Gráfico dos resíduos	75
7.11. Apêndice K – Resultado completo do modelo estimado	76

1. INTRODUÇÃO

Nos últimos anos a provável evidência de um processo de desindustrialização em andamento na economia brasileira tem despertado o interesse de agentes econômicos. Mesmo reconhecendo que o processo de desindustrialização é natural e perfeitamente esperado em economias que já atingiram certo nível de renda e desenvolvimento, sobra sempre a dúvida se, no caso do Brasil, esse processo de desindustrialização é precoce ou não. Ou, dito de outra maneira, se a economia brasileira realmente atingiu aquele nível de renda e desenvolvimento, referidos anteriormente, necessários ou compatíveis com um processo natural de perda da importância da indústria.

Esse trabalho propõe a investigação, por meio de um modelo empírico econométrico baseado em referenciais teóricos, da real evidência de um processo de desindustrialização sob a ótica da perda de importância do emprego industrial no período pós Plano Real (mais precisamente de 1996 a 2011). Partiu-se da hipótese de que houve efetivo processo de desindustrialização ocorrido nesse período e, para testar essa hipótese, o trabalho objetivou em primeiro lugar expor o referencial teórico e literário sobre o assunto delimitando aspectos normativos e delimitadores para os conceitos de desindustrialização e reprimarização da economia. Em segundo lugar, o trabalho objetivou analisar, por meio de um modelo empírico proposto, como o emprego industrial comportou-se nesse período associado a outras variáveis analisadas pelo modelo de forma a chegar, em um último momento, a considerações e/ou conclusões sobre a hipótese colocada inicialmente. Para tanto, o trabalho teve também o objetivo específico de expor uma revisão detalhada do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) utilizado para a estimação do modelo proposto.

A questão se presta para entender de forma técnica e acadêmica a hipótese proposta, a qual está sendo muito discutida recentemente. O Brasil tem experimentado nos últimos dez anos um crescimento econômico consistente, o que pode ser explicado pela importância que o comércio internacional adquiriu nesse período para o país. A discussão sobre a existência de desindustrialização ocorrida de forma mais reforçada na última década no Brasil veio à baila no meio acadêmico não sem motivo, mas em virtude de diversos estudos e observações de especialistas no assunto e pelos agentes observadores no mercado, entre outros, Bonelli (2008), Nassif (2008), e Palma (2005).

A indústria revela uma importância significativa para a economia de um país, pois empiricamente observa-se correlação positiva entre taxas de crescimento do PIB e taxa de crescimento do setor industrial. O economista Nicholas Kaldor¹ foi um dos primeiros autores a demonstrar de forma prática essa associação por meio de regressões econométricas. Em linhas gerais a explicação para esse fato é que o nível de produtividade da indústria é maior do que o dos outros setores da economia e, dessa forma, um incremento rápido da produção na indústria provocaria, pela geração de externalidades positivas facilmente transmitidas aos outros setores, maior crescimento do PIB. (Squeff, 2011).

Além disso, o trabalho se mostra viável pelo fato de existir farto material sobre o assunto para dar embasamento bibliográfico à monografia, além de fontes de dados de fácil acesso em sites oficiais do governo, tais como os fornecidos pelo sistema de Análise de Informações de Comércio Exterior (ALICE), do Ministério do Desenvolvimento da Indústria e do Comércio (MDIC), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Instituto de Pesquisas Econômicas e Aplicadas (IPEA), do Banco Central (BACEN) e da RAIS/CAGED do Ministério do Trabalho e Emprego.

Em virtude da viabilidade de execução do trabalho de forma sistemática, com ampla base de dados e bibliografia abundante, o presente trabalho serve também para ampliar a discussão específica quanto à desindustrialização brasileira para o período analisado (anos de 1996 a 2011), sem fazer, no entanto, juízo de valor sobre o caráter benéfico ou maléfico do processo de desindustrialização em uma economia.

¹ Kaldor, N. (1966). "Causes of the slow rate of growth in the United Kingdom".

2. REFERENCIAL TEÓRICO E DEFINIÇÕES

2.1 Desindustrialização, reprimarização e doença holandesa

A delimitação do conceito de desindustrialização, nesse trabalho, como a redução persistente do emprego industrial no emprego total (Rowthorn e Ramaswamy, 1999)² se faz necessária em virtude dos diversos entendimentos acerca do conceito por parte dos estudiosos no assunto, além de forçar-me a seguir maior rigor metodológico nesse estudo objetivando não abarcar de forma completa todas as escolas que tocaram no assunto de forma a não produzir um compêndio enciclopédico. Além disso, o assunto é tratado sob diversas óticas e nenhuma monopoliza a verdade sobre a percepção em relação a um possível processo de desindustrialização. A abordagem simplificadora da participação do setor industrial em relação ao PIB ou quanto ao seu Valor Adicionado Bruto (VAB) peca por analisar apenas uma das facetas do processo: a queda inequívoca do produto industrial em relação ao produto total. Uma análise mais abrangente deve contemplar fatores sociais (os quais serão abordados de forma rasa nesse trabalho) e indicadores econômicos como emprego, produtividade e abertura comercial do país, esses aspectos sim, serão aqui tangenciados de forma mais consistente.

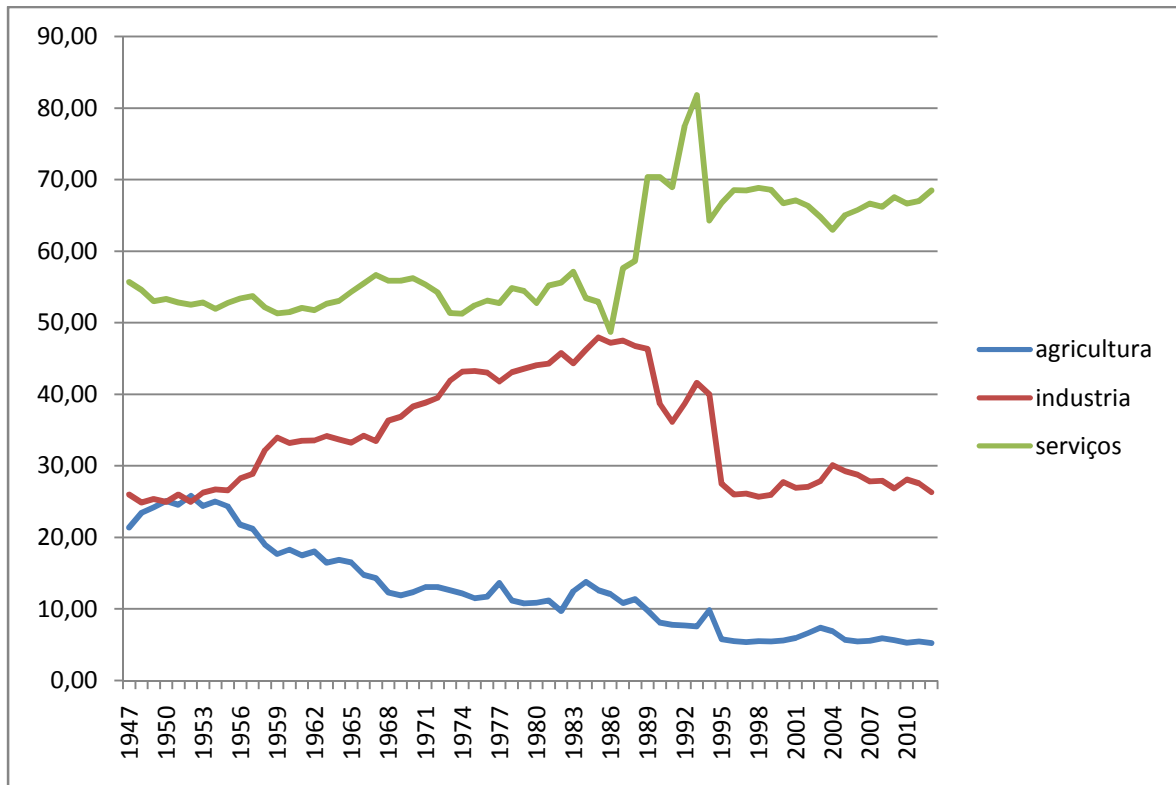
O conceito “clássico” de desindustrialização inicialmente foi proposto por R&R em um artigo escrito para o FMI em 1999 o qual é definido como uma redução persistente da participação do emprego industrial no emprego total de um país ou região³. Ainda que no referido texto os autores se referissem às economias desenvolvidas o conceito foi largamente usado na literatura econômica também para economias em desenvolvimento.

Por esse conceito, a desindustrialização é caracterizada como um processo natural de amadurecimento da economia de um país o qual passa por uma fase inicial na qual a agricultura é preponderante seguindo pelo fortalecimento industrial e terminando com uma expansão maior do setor de serviços quando se observa maior queda na participação da indústria no PIB. O caso do Brasil não foge a essa regra como pode ser observado no gráfico 1:

² Ao longo do trabalho referimos a esses autores como R&R.

³ “the share of manufacturing employment has declined continuously for more than two decades in most advanced economies—a phenomenon that is referred to as deindustrialization”

Gráfico 1 – Participação no valor adicionado bruto a preços básicos de cada setor



Fonte: IBGE, Elaborado pelo autor a partir de dados do IPEADATA.

A celeuma sobre a desindustrialização brasileira surge, portanto, apenas em função de uma possível prematuridade desse processo. O comportamento do setor industrial no gráfico acima tem a forma de um U invertido, como esperado em qualquer economia nacional. A questão mais relevante, no entanto, é se o decaimento da indústria é precoce (ocorreria uma desindustrialização antes do amadurecimento natural da economia), ou em outro ponto de vista, se essa desindustrialização carrega uma conotação negativa pelo mesmo motivo.

R&R explicam que esse processo natural é causado por fatores internos e externos a economia de um país. Internamente, quando uma sociedade atinge um nível suficiente de renda per capita a elasticidade-renda da demanda por serviços fica maior do que a elasticidade-renda da demanda por produtos industrializados. É uma situação na qual a sociedade rica possui completude material e carência crescente por serviços. Segundo os autores, um ritmo mais intenso de produtividade do setor industrial frente aos demais setores de economias em desenvolvimento provoca queda dos preços de bens manufaturados e, como consequência, um estímulo à demanda desses produtos mais que compensando o nível de elasticidade renda da demanda por serviços o qual, normalmente, é maior do que a

elasticidade renda da demanda por produtos industrializados nesses países desenvolvidos. Pelo estudo de R&R o “*turning point*” do PIB per capita ao qual esse vetor da desindustrialização começa a atuar seria de US\$ 8.300,00 a preços de paridade internacional de poder de compra. Além disso, deve ser considerado que a produtividade na indústria aumenta mais rapidamente do que no setor de serviços e, por esse motivo, o emprego industrial perde participação no emprego total antes de haver queda na participação da indústria no valor total do PIB. Externamente, o processo de desindustrialização vincula-se à especialização de produção de manufaturados (capital intensivo ou trabalho intensivo) e ao seu grau de abertura comercial.

Nassif (2008) é oportuno ao lembrar que, antes de haver uma discussão sobre o assunto, cabe a pergunta: se a produtividade da indústria e o PIB aumentaram, mesmo que não tenha avançado a taxas maiores do que a esperada, qual o sentido de investigar um possível processo de desindustrialização? Para o autor realmente foi observado nos anos 1980 perda da indústria na fatia do PIB acompanhada de forte retração na produtividade do trabalho. Entre 1991 e 1998, no entanto, a indústria manteve seu peso e teve aumento de produtividade do trabalho apesar de baixas taxas de investimento. Mas após 1999 o observado foi a queda da produtividade e a manutenção das baixas taxas de investimento colaborando para que a indústria não retomasse o nível de participação média do PIB observado no início da década de 80. Apesar disso, o autor considera que no período de 1990 até 2008 o processo de desindustrialização não ficou evidenciado pelo fato de a indústria de transformação ter mantido o nível médio de participação anual em 22%, praticamente o mesmo de 1990.

A idéia é corroborada por Bonelli e Pessôa (2010) em estudo no qual analisou, tanto a preços correntes como a preços constantes, que o peso da indústria tem diminuído desde a década de 1980. Dada a importância da indústria no papel de estimular toda a economia por meio de suas externalidades positivas de impacto aos outros setores, a preocupação com a perda de espaço da indústria na produção total brasileira se reforçou, na medida em que observávamos outros países emergentes sobressaindo-se economicamente a altas taxas de crescimento impulsionadas pela força da industrialização, tais como China, Índia e, antes, Coreia do Sul. A maior preocupação, no entanto, tomou maior relevância ao passarmos por uma fase de profundas mudanças sócio-econômicas as quais tiveram inicialmente impacto na perda de competitividade da indústria. Posteriormente passamos a discutir o processo de desindustrialização, na medida em que observávamos o avanço do crescimento do PIB. Pela

análise de dados o autor afirma que a perda de peso da indústria no PIB total é uma tendência que vem ocorrendo desde 1970 em nível mundial. Pela análise da participação da Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) em relação ao PIB o autor não encontrou indícios de desindustrialização desde meados da década de 90. Os números apresentados pela pesquisa por essa análise foram de 14,4% em 1996 e de 20,1% em 2007.

Em Oreiro e Feijó (2010) os autores destacam que existem duas teses para explicar o possível processo de desindustrialização brasileiro: “novo-desenvolvimentistas”, entre outros, Loures, Oreiro e Passos (2006) e Bresser Pereira e Marconi (2009), os quais afirmam que a economia brasileira tem sofrido um processo de desindustrialização nas últimas duas décadas, causado pela péssima combinação entre abertura financeira, valorização dos termos de troca e câmbio apreciado. Na outra ponta, os “economistas ortodoxos”, como Schwartsman (2009), os quais sustentam que as profundas mudanças experimentadas pela economia brasileira nos últimos anos não surtiram efeitos negativos sobre o setor industrial e, em relação à valorização cambial provinda dessas transformações, favoreceram o setor pelo fato de facilitar a importação de maquinário mais avançado tecnologicamente, permitindo modernização do parque industrial e por conseqüência a expansão da atividade industrial pelo ganho de produtividade. Para a ortodoxia neoclássica é irrelevante o fato de haver perda de postos de trabalho na indústria, ou mesmo participação frente ao setor de serviços. O que realmente é relevante é o crescimento de longo prazo como conseqüência da acumulação de fatores e do progresso tecnológico, sendo irrelevante qual setor será o maior responsável por esse crescimento. A discussão sobre perda persistente do nível de emprego na indústria não tem a menor importância para esses autores, ao contrário de autores heterodoxos os quais consideram que o processo de crescimento econômico de longo prazo depende fortemente do setor industrial (Thirwall, 2002; Tregena, 2009).

Tregena (2009) ampliou o conceito de Rowthorn e Ramaswamy ao considerar que tanto o emprego industrial como o valor adicionado da indústria se reduzem em relação proporcional do emprego total e do PIB em um processo de desindustrialização. Há, no entanto, duas observações a se fazer no conceito de Tregena. Em primeiro lugar devemos levar em conta que a simples expansão da produção industrial em números absolutos não pode ser utilizada como “prova” da inexistência de desindustrialização. Além disso, a desindustrialização nem sempre está associada a “reprimarização da pauta de exportações” (Feijó, 2010).

Nassif (2011), em estudo na reportagem na revista do IPEA, levanta o problema do processo de desindustrialização no Brasil. Segundo o estudo, entre 2007 e 2010, as commodities avançaram de 41% para 51% no total de produtos vendidos pelo Brasil ao exterior. O texto reporta a posição do ex-ministro Bresser Pereira, para o qual, o câmbio deveria ser a preocupação central do governo. A primarização das exportações brasileiras não seria apenas resultado de um bom desempenho das commodities no mercado internacional, de acordo com o estudo dos pesquisadores do IPEA. Seria também reflexo da perda de competitividade de todos os outros setores no comércio industrial. Isso quer dizer que o “boom” das commodities compensou a perda de competitividade de outros setores. O estudo do IPEA aponta também para a necessidade de uma política ativa de inovação que consiga, em longo prazo, reverter a tendência à desindustrialização, mas afirma que a grande questão de curto prazo é a valorização cambial. O estudo também aponta como medida disponível, embora polêmica, a taxação de exportações de determinadas commodities. O efeito seria reduzir a rentabilidade dessas mercadorias em relação aos produtos industrializados, o que neutralizaria o efeito da alta internacional desses preços primários sobre as decisões de investimento interno.

Oreiro e Feijó (2010) apontam que estudos recentes a respeito da composição do saldo comercial brasileiro e da composição do valor adicionado da indústria brasileira mostram sinais de ocorrência da “doença holandesa”, ou seja, da desindustrialização causada pela apreciação da taxa real de câmbio que resulta da valorização dos preços das commodities e dos recursos naturais no mercado internacional. Pelo critério estabelecido por R&R (1999) a doença holandesa poderia ser considerada um tipo de “desindustrialização precoce”, pois essa desindustrialização começaria antes do “*turning point*” referido anteriormente, ou seja, em um nível de renda per capita insuficiente ao começo da desindustrialização natural observado nos países desenvolvidos. Pelo critério sistemático dos autores, a desindustrialização pode ser dissecada em dois tipos:

i) Desindustrialização Positiva: caso em que a participação da indústria no emprego e Valor Agregado se reduz em função da transferência para o exterior de ativos manufaturados mais intensivos em trabalho ou com menor Valor Adicionado. Nesse caso a desindustrialização é acompanhada por maior participação de produtos com maior conteúdo tecnológico na pauta de exportações.

ii) Desindustrialização Negativa: a pauta exportadora é direcionada a commodities, produtos primários ou manufaturas de baixo valor agregado ou conteúdo tecnológico. Esse é um dos sintomas da doença holandesa, de acordo com Bresser Pereira (2008). Palma (2005) considera a doença holandesa como um exemplo de desindustrialização negativa. A noção de doença holandesa remonta a história desse país o qual descobriu fartas reservas de gás nos anos 1970 o que fez com que a pauta exportadora holandesa se concentrasse nessa commodity. Os recursos externos que ingressaram no país foram suficientes para financiar a importação de produtos que já eram produzidos internamente. A indústria nacional da Holanda perdeu espaço pela falta de investimentos causada pela falta de estímulo à produção.

3. MODELO EMPÍRICO:

3.1 Método de Estimação

O Modelo empírico, mais adiante apresentado, será estimado pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e será necessário o uso de testes estatísticos específicos para verificar possível adequação do modelo aos dados em séries temporais, representativos das variáveis da especificação do mesmo. Problemas como autocorrelação de resíduos e não-estacionariedade das séries, pode levar ao problema da regressão espúria.

Para testar a estacionariedade das séries será utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), para testar a autocorrelação dos resíduos utilizaremos o teste de Durbin-Watson e o teste de Breusch-Godfrey (LM) e, para testar a cointegração entre as séries utilizaremos o teste de Engle-Granger.

A análise de regressão múltipla é uma técnica estatística utilizada para analisar a relação entre uma única variável dependente e várias variáveis independentes preditoras (Dalson et.al. 2011. apud, Hair et. al., 2009: pag. 176). Ao efetivarmos a regressão poderemos estimar o grau de associação entre Y , variável dependente e X_i , conjunto de variáveis independentes (explicativas), objetivando estimar a correlação entre X_i e Y em termos da direção (positiva ou negativa) e magnitude (fraca ou forte) dessa associação a qual deve ter sua causa determinada pela especificação teórica do modelo. Com essa técnica é possível utilizar as variáveis independentes para estimar os valores dos parâmetros que as ligam a variável dependente.

Em regressões multivariadas compostas de mais de uma variável independente, tal como o modelo utilizado nesse trabalho, é possível identificar a contribuição de cada variável independente sobre a capacidade preditiva do modelo como um todo. Tecnicamente, dizer que o modelo é ajustado utilizando a forma funcional de mínimos quadrados ordinários significa que uma reta que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos será utilizada para resumir a relação linear entre Y e X_i (Dalson et.al. 2011. apud, Krueger e Lewis-Beck, 2008).

A notação geral do modelo de regressão linear é:

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \varepsilon \quad (1)$$

Y representa a variável dependente ou o que queremos explicar.

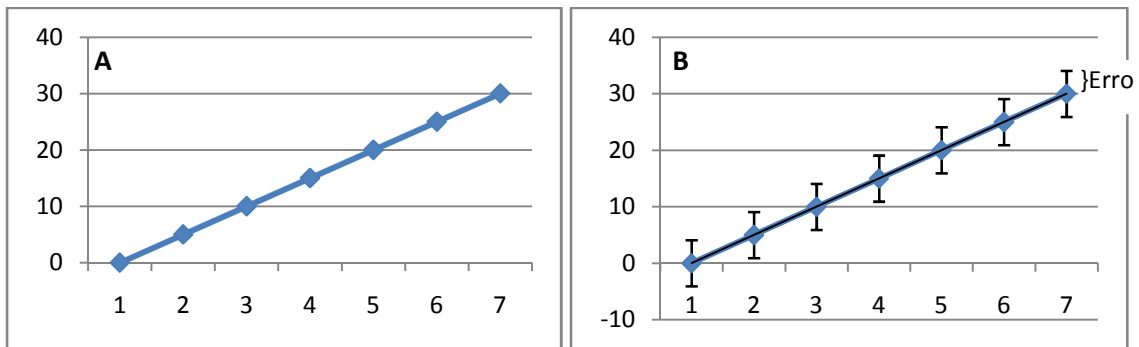
X_1 representa a variável independente, ou um vetor de variáveis no caso de regressão múltipla, ou o que o econometrista acredita, com base no modelo teórico, que pode ajudar a explicar a variação de Y.

O intercepto (α), ou constante, representa o valor de Y quando X_1 assume valor zero. Em outras palavras, na ausência de variáveis explicativas, o intercepto (α) representa o valor da media esperada de Y.

O coeficiente de regressão (β_1) representa a mudança observada em Y associada ao aumento de uma unidade em X_1 .

Por fim, o termo estocástico (ε) representa o erro em explicar Y a partir de X_1 . Em particular, ε é a diferença entre os valores observados e os valores preditos de Y, também conhecido como resíduos do modelo. Os resíduos de um modelo de regressão são fundamentais para avaliar a capacidade do pesquisador em produzir um modelo (representação formal do mundo) que represente de forma bem apurada a realidade estudada (aqui representada pelos dados analisados). É por essa abordagem teórica que podemos afirmar que quanto menor os resíduos encontrados, melhor é o ajuste do nosso modelo à realidade a ser explicada. Para os propósitos desse artigo julgamos importante ilustrar graficamente o funcionamento do modelo de regressão linear. A figura 01 adiante apresenta as informações relevantes.

Figura 01 – Funcionamento do modelo de regressão (MQO)



Fonte: Elaboração própria

Na figura A, existe uma relação linear perfeita entre X (variável independente) e Y (o fenômeno que o pesquisador quer explicar). Isso quer dizer que ao saber o valor de X, é possível determinar, exatamente, o valor de Y. Na figura B, a relação entre as variáveis é inexata, ou seja, existe erro em prever o valor de Y a partir dos valores de X. A forma funcional de mínimos quadrados é assim denominada porque minimiza os erros de estimação entre os valores observados e os valores preditos minimizando os resíduos. Dito de outra forma, o modelo de mínimos quadrados ordinários minimiza o erro em explicar os valores de Y a partir dos valores de X. Essas estimações serão eficientes desde que os pressupostos subordinados a análise de regressão sejam respeitados. Esses pressupostos são:

- (1) a relação entre a variável dependente e as variáveis independentes deve ser linear;
- (2) as variáveis foram medidas adequadamente, ou seja, assume-se que não há erro sistemático de mensuração;
- (3) a expectativa da media do termo de erro é igual a zero;
- (4) homocedasticidade, ou seja, a variância do termo de erro é constante para os diferentes valores da variável independente;
- (5) ausência de autocorrelação, ou seja, os termos de erros são independentes entre si;
- (6) a variável independente não deve ser correlacionada com o termo de erro;

(7) nenhuma variável teoricamente relevante para explicar Y foi deixada de fora do modelo e nenhuma variável irrelevante para explicar Y foi incluída no modelo;

(8) as variáveis independentes não apresentam alta correlação, o chamado pressuposto da não multicolinearidade;

(9) assume-se que o termo de erro tem uma distribuição normal e

(10) há uma adequada proporção entre o número de casos e o número de parâmetros estimados.

De modo a justificar o uso do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para o modelo proposto nesse trabalho faz-se necessário demonstrar que as hipóteses principais do MQO estão satisfeitas nesse modelo. Em primeiro lugar precisamos saber se o termo de erro é não correlacionado com as variáveis explicativas e verificado sua normalidade, além disso, devemos testar a heterocedasticidade, a especificação do modelo e fazer considerações sobre a multicolinearidade do modelo.

3.1.1. O problema da regressão espúria

Uma regressão espúria é aquela que revela relações econométricas entre duas ou mais variáveis as quais não existem nenhuma relação de causa e efeito entre elas por puro acaso. Isso é muito comum ao tratar-se de séries não estacionárias com alto R^2 e estatística t significativa (Bueno, 2011, p. 115).

Como Granger e Newbold sugeriram,⁴

Um $R^2 > dw$ (estatística de Durbin-Watson) é uma boa regra prática para suspeitar que a regressão estimada sofre de regressão espúria.

3.1.2. Estacionariedade

De modo a possibilitar o processo de inferência sobre o modelo econométrico devemos nos certificar da estacionariedade das séries utilizadas nas variáveis. A estacionariedade ou a covariância estacionária apresenta média constante, variância finita e

⁴ C.W.J. Granger e P. Newbold, in: Gujarati (2005, p. 730): “Spurious regression in econometrics”

covariância entre duas observações quaisquer como uma função somente do tempo entre as observações.

Formalmente, uma série $\{Y_t\}$ é estacionária em covariância se:

$E(Y_t) = \mu$ para todo t ; Isso significa que a média de $\{Y_t\}$ é constante, não depende de t .

$\text{Var}(Y_t) = \sigma^2_\gamma$ para todo t ; Isso significa que a variância de $\{Y_t\}$ é constante, não depende de t .

$\text{Cov}(Y_t, Y_{t-h}) = \gamma(h)$; Ou a autocovariância de $\{Y_t\}$ só depende de h , não depende de t .

Resumindo, se a série for estacionária, a média, variância e autocovariância (em diferentes defasagens) permanecem as mesmas independentemente do período de tempo nas quais são medidas (Gujarati, 2005). Quando o processo é não estacionário a média e/ou a variância e/ou a autocovariância dependem do tempo.

Quando a hipótese de raiz unitária for verdadeira para uma série, os choques aleatórios que ela sofre geram na mesma um efeito permanente. As flutuações neste caso não são transitórias, derrubando, por exemplo, as teorias de que os ciclos econômicos seriam flutuações temporárias em torno de uma tendência. A raiz unitária é uma característica dos processos que evoluem ao longo do tempo e que podem causar problemas na inferência estatística, se não for tratada adequadamente (Margarido, 2006)

É importante também definirmos o conceito de Processo Integrado de ordem d ou $I(d)$. O número de diferenças necessárias para que uma série se torne estacionária é conhecido como ordem de integração da série.

Dizemos que um processo é integrado de ordem d , ou $I(d)$ se for necessário diferenciá-lo “ d ” vezes para que fique estacionário. O processo estacionário é $I(0)$. Se uma série deve ser diferenciada d vezes antes de tornar-se estacionária, então ela contém d raízes unitárias e é dita ser integrada de ordem d .

Formalmente, se $Y_t \sim I(1)$, após diferenciarmos, temos, $\Delta Y_t \sim I(0)$.

Se $Y_t \sim I(2)$, após diferenciarmos, temos, $\Delta Y_t \sim I(1)$ e diferenciando mais uma vez temos, $\Delta^2 Y_t \sim I(0)$.

O processo $I(1)$ possui uma raiz unitária na forma a seguir:

$$\Delta Y_t = (1 - B)Y_t \sim I(0).$$

Similarmente, no processo $I(2)$ temos:

$$\Delta^2 Y_t = (1 - B)^2 Y_t = (1 - B)(1 - B) Y_t \sim I(0), \text{ com duas raízes unitárias.}$$

Para identificar a estacionariedade em uma serie temporal costuma utilizar-se o Teste de Raiz Unitária. Os testes de raízes unitárias são capazes de detectar se a série foi suficientemente diferenciada para se tornar estacionária.

A rigor, uma serie não-estacionária possui raiz unitária. Se considerarmos o modelo simplificado:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Onde, Y_{t-1} é o valor de Y_t defasado em um período e u_t é o termo de erro com média zero, variância σ^2 constante e não autocorrelacionado, também conhecido como ruído branco.

$$A \text{ equação acima pode ser reescrita como } Y_t - Y_{t-1} = u_t \quad (3)$$

Usando o operador de defasagem L de modo que $LY_t = Y_{t-1}$, $L^2 Y_t = Y_{t-2}$ e assim por diante, podemos escrever (1.1) como:

$$(1 - L)Y_t = u_t \quad (4)$$

O termo de raiz unitária se refere à raiz do polinômio no operador de defasagem.

Se, por hipótese estimarmos a regressão de $Y_t = pY_{t-1} + u_t$ e concluirmos que $p=1$, dizemos que a variável Y tem uma raiz unitária. A série temporal com uma raiz unitária é conhecida como uma série de caminho aleatório.

Em um modelo dinâmico, temos:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \varepsilon_t \quad (5)$$

Se a soma dos coeficientes $\beta_1, \beta_2, \beta_n$ for igual a um, temos a chamada persistência de choques sobre a série no tempo. Logo, a tendência não se torna constante e temos uma tendência estocástica.

O número de diferenças necessárias para que uma série se torne estacionária é conhecido como ordem de integração da série.

Se uma série deve ser diferenciada d vezes antes de tornar-se estacionária, então ela contém d raízes unitárias e é dita ser integrada de ordem d .

Os testes de raízes unitárias são capazes de detectar se a série foi suficientemente diferenciada para se tornar estacionária.

O teste de Dickey-Fuller

Dada a equação geral

$$\Delta Y_t = \delta + bt + \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Onde t subscrito é o período de tempo e t como variável representa uma tendência linear da série.

Para aplicar o teste DF é preciso estimar a equação pelo MQO, dividir o valor de λ pelo seu desvio padrão para calcular a estatística τ (tau).

$$\tau = \frac{\hat{\lambda}}{S_{\hat{\lambda}}} \quad (7)$$

As hipóteses são:

$$H_0: \lambda = 0$$

$$H_1: \lambda \neq 0$$

A regra de decisão é:

Se $\tau \geq$ Valor Crítico $\tau_c \rightarrow$ Aceita H_0 (Y_t NÃO é estacionário)

Se $\tau <$ Valor Crítico $\tau_c \rightarrow$ Rejeita H_0 (Y_t É estacionário)

O teste é realizado em três tipos de equações:

- i) processo de passeio aleatório puro, em que o termo de tendência e o intercepto, não figuram na equação de teste:

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Em que,

$H_0: \lambda = 0$, isto é, $\Delta Y_t = \varepsilon_t$; não estacionário com tendência estocástica.

$H_1: \lambda \neq 0$, isto é, $\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t$; estacionário sem tendência alguma.

- ii) processo de passeio aleatório com deslocamento, no qual o intercepto figura na equação de teste:

$$\Delta Y_t = \delta + \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Em que,

$H_0: \lambda = 0$, isto é, $\Delta Y_t = \varepsilon_t$; não estacionário com tendência estocástica.

$H_1: \lambda \neq 0$, isto é, $\Delta Y_t = \delta + \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t$; estacionário sem tendência alguma, mas com intercepto.

- iii) processo de passeio aleatório com deslocamento e tendência, no qual figuram o intercepto e o termo de tendência na equação de teste:

$$\Delta Y_t = \delta + bt + \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Em que,

$H_0: \lambda = 0$, isto é, $\Delta Y_t = \delta + \varepsilon_t$; não estacionário com tendência determinística e com tendência estocástica.

$H_1: \lambda \neq 0$, isto é, $\Delta Y_t = \delta + bt + \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t$; estacionário com tendência determinística apenas (tendência estacionária).

O teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) consiste em estimar o modelo com suas variáveis auto-regressivas (as defasagens da variável dependente). Supondo um processo auto-regressivo de ordem p , com raiz unitária (Bueno, 2011):

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} Y_{t-p+1} + \phi_p Y_{t-p} + u_t \quad (11)$$

Devemos introduzir tantas variáveis auto-regressivas quantas necessárias para que o teste de resíduos não rejeite a hipótese de que se trata de um ruído branco. Para demonstrar adicionamos e subtraímos $\phi_p Y_{t-p+1}$ à equação anterior:

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} Y_{t-p+1} + \phi_p Y_{t-p+1} - \phi_p Y_{t-p+1} + \phi_p Y_{t-p} + u_t \quad (12)$$

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + (\phi_{p-1} \phi_p) Y_{t-p+1} - (\phi_p \Delta Y_{t-p+1}) + u_t \quad (13)$$

Repetindo o procedimento com $(\phi_{p-1} \phi_p) Y_{t-p+2}$ e, assim sucessivamente p vezes temos:

$$\Delta Y_t = \mu + bt + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (14)$$

Onde,

$$\alpha = - \left(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i \right) \quad e,$$

$$\lambda = - \sum_{i=1}^{p-1} \phi_{j+1}$$

A hipótese nula do teste ADF é de que a série não é estacionária, ou seja, $\alpha=0$. Dessa forma $\sum_{i=1}^p \phi_i=1$.

O número de defasagens a incluir na regressão deve ser suficiente para eliminar a autocorrelação entre os resíduos. Usa-se o critério de AIC ou SIC para definir o lag máximo. Os valores defasados (ΔY_{t-i}) foram incluídos para eliminar a autocorrelação serial de u_t , se houver.

Abaixo temos a tabela com os valores críticos do teste ADF:

Tabela 01 – Distribuição empírica cumulativa de τ

Estatística Tau (τ): Sem intercepto e sem tendência				
n	1%	2,5%	5%	10%
25	-2,66	-2,66	-1,95	-1,60
50	-2,62	-2,25	-1,95	-1,61
100	-2,60	-2,24	-1,95	-1,62
250	-2,58	-2,23	-1,95	-1,62
300	-2,58	-2,23	-1,95	-1,62
inf	-2,58	-2,23	-1,95	-1,62
Estatística Tau (τ): Com intercepto e sem tendência				
n	1%	2,5%	5%	10%
25	-3,75	-3,33	-3,00	-2,62
50	-3,58	-3,22	-2,93	-2,60
100	-3,51	-3,17	-2,89	-2,58
250	-3,46	-3,14	-2,88	-2,57
300	-3,44	-3,13	-2,87	-2,57
inf	-3,43	-3,12	-2,86	-2,57
Estatística Tau (τ): Com intercepto e com tendência				
n	1%	2,5%	5%	10%
25	-4,380	-3,950	-3,600	-3,240
50	-4,150	-3,800	-3,500	-3,180
100	-4,040	-3,730	-3,450	-3,150
250	-3,990	-3,690	-3,430	-3,130
300	-3,980	-3,680	-3,420	-3,130
inf	-3,960	-3,660	-3,410	-3,120

FONTE: Tabela A de Enders (2004), baseada em Fuller (1976).

3.1.3. Autocorrelação

A idéia da autocorrelação serial é que os resíduos contém mais informação sobre a variável dependente do que aquilo que foi “filtrado” pelas variáveis explicativas. Em termos técnicos, o resíduo ainda pode ser sistematizado.

Exemplos de autocorrelação são normalmente encontrados em trabalhos que utilizam séries de tempo como dados de análise.

No caso da autocorrelação serial, além do problema da variância, temos a possibilidade de viés nas estimativas se o problema for decorrente de ausência de variáveis relevantes no modelo.

Como detectar a autocorrelação serial:

A hipótese nula do teste de autocorrelação é a ausência do problema. Hipótese alternativa, sua presença.

Teste de Durbin-Watson:

Talvez o teste mais usado para detectar o problema, consiste em computar uma soma ponderada dos resíduos, de tal forma que seja possível detectar algum padrão no seu comportamento.

Em um modelo autoregressivo de 1ª ordem,

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + \dots + \beta_k X_{tk} + u_t \quad (15)$$

Os termos de erro u_t são gerados de acordo com a equação

$$u_t = ru_{t-1} + w_t \quad (16)$$

Onde o $|r| < 1$ é o parâmetro de autocorrelação e w_t são variáveis aleatórias $\sim N(0, \sigma^2)$.

Se $r = 0$, então $u_t = w_t$, o que significa que os erros são não correlacionados.

A estatística do teste se baseia na razão entre a soma da diferença ao quadrado dos erros estimados e a soma do quadrado dos erros estimados (Wooldridge, 2011);

formalmente,

$$dw = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n (\hat{u}_t^2)} \quad (17)$$

Desmembrando a equação, temos:

$$dw = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{u}_t^2 - 2\hat{u}_t\hat{u}_{t-1} + \hat{u}_{t-1}^2)}{\sum_{t=1}^n (\hat{u}_t^2)} \quad (18)$$

$$dw = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{u}_t^2) - 2\sum_{t=2}^n (\hat{u}_t\hat{u}_{t-1}) + \sum_{t=2}^n (\hat{u}_{t-1}^2)}{\sum_{t=1}^n (\hat{u}_t^2)} \quad (19)$$

Para amostras grandes, $\sum_{t=2}^n \hat{u}_t^2 \approx \sum_{t=2}^n \hat{u}_{t-1}^2$, e a correlação entre os erros ao longo do tempo é $\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{u}_t\hat{u}_{t-1})}{\sum_{t=1}^n (\hat{u}_t^2)}$, então o valor da estatística dw será: $dw \approx 2(1 - \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{u}_t\hat{u}_{t-1})}{\sum_{t=1}^n (\hat{u}_t^2)})$, ou de forma mais simples:

$$DW \cong 2(1 - \hat{\rho})$$

Em que $\hat{\rho}$ é a estimativa do parâmetro r na equação (16).

Para interpretarmos o teste usamos a tabela de regras de decisão do teste de Durbin-Watson:

Tabela 02 – Teste dw de Durbin-Watson: regras de decisão

Hipótese nula	Decisão	Se
Ausência de autocorrelação positiva	Rejeitar	$0 < d < d_I$
Ausência de autocorrelação positiva	Nenhuma decisão	$d_I \leq d \leq d_S$
Ausência de correlação negativa	Rejeitar	$4 - d_I < d < 4$
Ausência de correlação negativa	Nenhuma decisão	$4 - d_S \leq d \leq 4 - d_I$
Ausência de autocorrelação positiva ou negativa	Não rejeitar	$d_S < d < 4 - d_I$

Fonte: Gujarati (2005), pag. 425

Apesar de ser o teste mais conhecido o Durbin-Watson possui limitações quanto às condições para sua aplicabilidade:

- i) o modelo de regressão deve possuir intercepto
- ii) as variáveis independentes são não estocástica
- iii) os erros são gerados por AR(1)
- iv) as defasagens da variável dependente não estão incluídas no modelo como VI
- v) não há observações faltantes.

O DW, portanto, possui o problema de captar apenas a autocorrelação de primeira ordem.

Para outros modelos de processo autoregressivo de ordem “p” usamos um teste mais robusto, o teste de Breusch-Godfrey, mais conhecido como teste LM para correlação serial.

Teste de Breusch-Godfrey:

Teste de certa forma semelhante ao teste de White e que consiste em efetuar uma regressão do resíduo como variável explicada tendo como explicativas o próprio resíduo defasado no tempo e as variáveis explicativas do modelo original. Usa-se a estatística “F” de significância conjunta dos parâmetros da equação de teste.

Este teste talvez seja o mais indicado para verificar autocorrelação, pois considera a possibilidade de resíduos correlacionados com valores defasados acima de um período e pode ser usada com variáveis explicativas defasadas.

Para um modelo de regressão tal como o apresentado anteriormente, abaixo reproduzido novamente por conveniência,

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + \dots + \beta_k X_{tk} + u_t \quad (20)$$

com o erro representando um processo autoregressivo de ordem p,

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (21)$$

ε_t é um ruído branco [RB~(0,σ²)].

O primeiro passo do teste é a estimação do modelo apresentado e a obtenção dos resíduos \hat{u}_t .

Depois regredimos \hat{u}_t contra as variáveis do modelo e os resíduos defasados da equação anterior:

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t1} + \alpha_2 X_{t2} + \dots + \alpha_k X_{tk} + \hat{\rho}_1 u_{t-1} + \hat{\rho}_2 u_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (22)$$

Depois calculamos o R^2 da equação regredida acima e calculamos $(n-p)R^2$.

Testamos a hipótese de nulidade

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$$

Se o valor de $(n-p)R^2$ for maior do que o valor crítico de χ^2 rejeitamos a hipótese nula, ou seja há correlação serial.

3.1.4. Heterocedasticidade

O teste de heterocedasticidade deve detectar desigualdades de variância dos erros as quais podem ser visualizadas por meio de um gráfico dos resíduos em função das observações de \hat{Y}_i . Se o aspecto não for uma mancha de largura uniforme, por exemplo, alargando com o aumento de \hat{Y}_i , poderá ser necessário transformar Y ($\ln Y$, $1/Y$, etc) ou alterar o modelo. Para um teste mais rigoroso podemos aplicar o teste de White que é feito de forma automática pelo EViews.

Formalmente o teste segue os seguintes passos:

Suponha que estimamos o seguinte modelo através do método dos mínimos quadrados:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + \varepsilon_t \quad (23)$$

O que o teste de White faz é utilizar os resíduos estimados da regressão acima para fazer uma nova estimação, relacionando o quadrado do resíduo (que equivale à variância)

com as variáveis explicativas do modelo original (note que incluímos também o quadrado das variáveis e consideramos a possibilidade de interação entre elas):

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t1} + \alpha_2 X_{t2} + \alpha_3 X_{t1}^2 + \alpha_4 X_{t2}^2 + \alpha_5 X_{t1} X_{t2} + u_t \quad (24)$$

A hipótese que precisamos testar é a de que todos os parâmetros são, conjuntamente, estatisticamente iguais a zero, ou seja:

$$H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$$

Se tal hipótese for aceita, temos que o erro do modelo é homoscedástico. Porém, caso não aceitemos tal hipótese teremos um problema de heteroscedasticidade. Algumas medidas corretivas incluem: (1) a utilização de logaritmos, (2) a utilização de variáveis dummy e (3) a reespecificação do modelo estimado.

3.1.5. Especificação do Modelo

A linearidade dos parâmetros deve ser um dos primeiros pressupostos a serem respeitados, ou seja, deve-se esperar que a relação entre as variáveis independentes e a variável dependente possa ser representada por uma função linear. Quanto mais a relação se distanciar de uma função linear, menor é a aplicabilidade da forma funcional de mínimos quadrados para ajustar o modelo. Em outras palavras cresce a diferença entre os parâmetros estimados e os observados. É importante lembrar que esse requisito da linearidade é nos parâmetros e não nas variáveis.

O teste de erro de especificação de regressão RESET testa a presença de não linearidades na série. A hipótese nula é de linearidade contra a alternativa de não linearidade. Se os resíduos do modelo estimado forem independentes, não deverão ser correlacionados a qualquer outra variável (Bueno, 2011).

3.1.6. Normalidade dos Resíduos

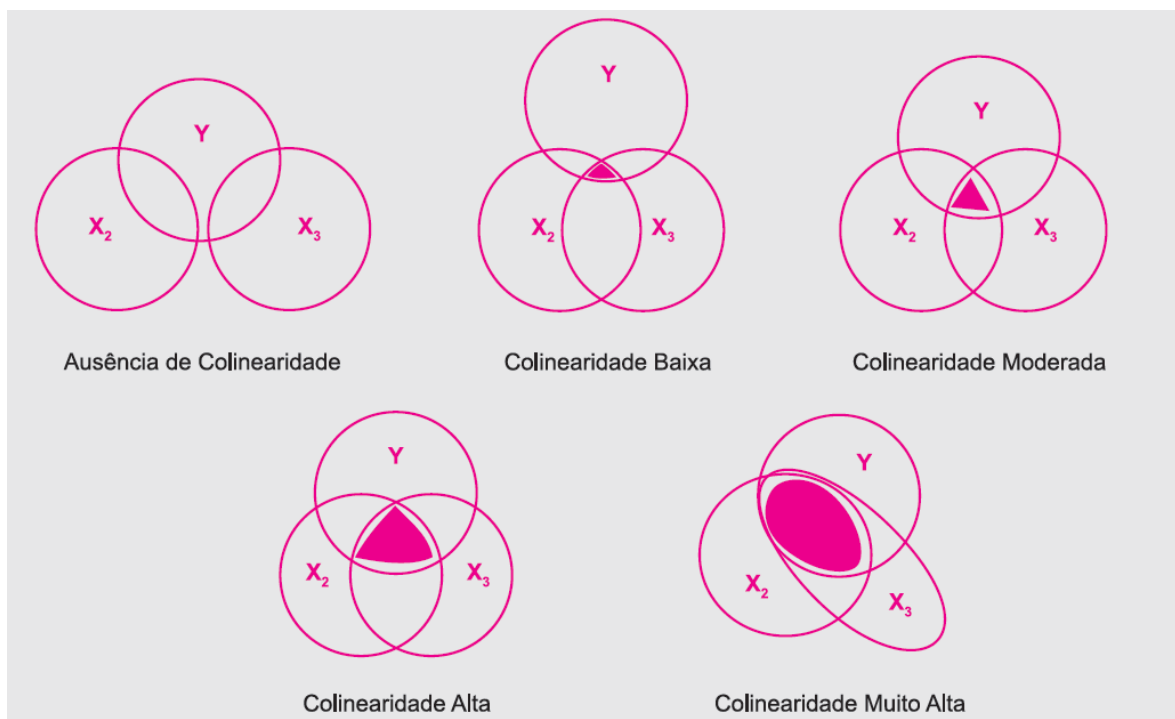
Além de verificarmos se os resíduos da série são ruído branco devemos verificar se os resíduos não normalmente distribuídos. A importância de testar a normalidade dos resíduos de uma regressão linear se justifica na medida em que a regressão linear só pode ser utilizada de forma empírica se os erros são normais, assim, se o teste aponta que este pressuposto não é

respeitado, os resultados da regressão não podem ser usados. Neste caso, o modelo deve ser modificado (introduzindo outras variáveis explanatórias, ou mudando o modelo) para que os erros se comportem como uma variável normal.

3.1.7. Considerações Sobre a Multicolinearidade

Originalmente o termo multicolinearidade foi relatado por Ragnar Frisch como uma perfeita relação linear entre algumas ou todas as variáveis de um modelo de regressão (Gujarati, 2005). Se existir dependência linear entre ao menos dois vetores X_1 e X_2 , o processo de regressão não é possível tecnicamente, dado que $X_n' * X_n$ é singular. É lógico que nesse caso de correspondência de redundância de informações, a supressão de variáveis resolverá o problema. Hoje o termo é usado em um sentido mais abrangente, incluindo os casos em que as variáveis X_1, X_2, \dots, X_n são intercorrelacionadas mas não tão perfeitamente (Gujarati, 2005). A noção de multicolinearidade pode ser melhor visualizada pelos diagramas de Ballentine.

Figura 2: Diagramas de Ballentine.



Fonte: Gujarati (2005) p. 320

O raciocínio estatístico por trás da incompatibilidade entre o MCRL e multicolinearidade é que os coeficientes da regressão não podem ser estimados com grande precisão pelo fato de esses possuírem erros-padrão muito grandes, dificultando a estimação.

As multicolinearidades são relacionadas com a correlação entre variáveis, podendo ser detectadas na matriz de correlação das várias variáveis. No entanto, o fenômeno pode não ser evidente na matriz, sobretudo quando são envolvidas mais do que duas variáveis.

No entanto, Gujarati (2008) lembra que se as premissas do modelo clássico forem satisfeitas, os estimadores de MQO dos estimadores da regressão serão melhores estimadores lineares não tendenciosos. O autor demonstra também que,

“mesmo que a multicolinearidade seja muito alta, como no caso da quase multicolinearidade, os estimadores de MQO ainda guardarão a propriedade de melhores estimadores lineares não tendenciosos”. (Gujarati, 2008, p. 334)

Cabe ainda lembrar a observação de Gujarati ao observar Christopher Achen:

“aqueles que estão começando a estudar a metodologia às vezes ficam preocupados com a correlação de suas variáveis independentes – o chamado problema da multicolinearidade. Mas a multicolinearidade não desrespeita nenhuma das premissas da regressão. Serão obtidas estimativas não tendenciosas, consistentes, e seus erros-padrão serão estimados corretamente. O único efeito da multicolinearidade será dificultar a obtenção de estimativas dos coeficientes com erros-padrão pequenos. Mas um pequeno número de observações também provoca esse efeito, como também o fazem as variáveis independentes com pequenas variâncias. Na verdade, no nível teórico, multicolinearidade, poucas observações e pequenas variâncias da variável independente são essencialmente o mesmo problema. Assim, “o que devo fazer a respeito da multicolinearidade?” é uma pergunta como “o que devo fazer quando conto com poucas observações?” Não há respostas estatísticas para isso.” (Gujarati, 2008, apud, Achen, 1982, p. 82-83)

3.1.8. Cointegração

No caso de observarmos séries não estacionárias devemos lembrar que a regressão será espúria. O procedimento de diferenciar as séries até a estacionariedade causa a desvantagem da perda de informações a longo-prazo. Por esse motivo devemos verificar antes disso se as séries não estão cointegradas. O conceito é o seguinte: sejam duas séries não estacionárias $Y_t \sim I(1)$ e $X_t \sim I(1)$ e a regressão $Y_t = a + bX_t + \varepsilon_t$, as séries X_t e Y_t serão

cointegradas se $\varepsilon_t \sim I(0)$, ε_t é um ruído branco e não um passeio aleatório. Isso implica que se X e Y são cointegradas então possuem uma tendência estocástica comum e essas tendências estocásticas se cancelam mutuamente. A relação de curto prazo se mantém e se estabelece uma relação de equilíbrio no longo prazo e a regressão de Y contra X não será espúria e o MQO aplicado à regressão cointegrante para estimar os coeficientes das variáveis serão superconsistentes. O conceito de superconsistência significa que o coeficiente se aproxima mais rapidamente de seu verdadeiro valor do que se fosse estimado com variáveis estacionárias diferenciadas quando a amostra é aumentada (Bueno, 2011).

Seja o processo

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + \dots + \beta_k X_{tk} + u_t \quad (25)$$

O teste de cointegração de Engle-Granger é indicado para ser feito sobre uma única equação (Bueno, 2011).

Devemos primeiro estimar esse modelo e depois utilizar o teste ADF para os resíduos. Se os resíduos forem estacionários, então as séries são cointegradas. Dessa forma a regressão poderá ser estimada tal como apresentada acima. Se o processo não for cointegrado deverá ser tomada providência para estacionarizar as séries.

Os valores críticos do teste de Engle-Granger, no entanto, não são os mesmos do teste de raiz unitária normalmente utilizados no teste ADF. Para a tomada de decisão usamos os valores críticos de Engle-Granger, reproduzidos em parte, na tabela 03:

Tabela 03 – Valores críticos de Engle-Granger

n	1%	5%	10%	1%	5%	10%
	2 Variáveis			3 Variáveis		
50	-4,123	-3,461	-3,130	-4,592	-3,915	-3,578
100	-4,008	-3,398	-3,087	-4,441	-3,828	-3,514
200	-3,954	-3,368	-3,067	-4,368	-3,785	-3,483
500	-3,921	-3,350	-3,054	-4,326	-3,760	-3,464
	2 Variáveis			3 Variáveis		
	1%	5%	10%	1%	5%	10%
50	-5,017	-4,324	-3,979	-5,416	-4,700	-4,348
100	-4,827	-4,210	-3,895	-5,184	-4,557	-4,240
200	-4,737	-4,154	-3,853	-5,070	-4,487	-4,186
500	-4,684	-4,122	-3,828	-5,003	-4,446	-4,154

FONTE: Tabela C de Enders (2004) Baseada em MacKinnon (1991)

Isso ocorre pelo fato de o teste de raiz unitária ADF ser realizado em cima de uma série temporal observada efetivamente e, no caso do teste de Engle-Granger, o teste de raiz unitária é feito sobre uma série temporal estimada, obtida pelo processo de estimação dos coeficientes. Os valores críticos para o teste de cointegração de Engle Granger foram obtidos por MacKinnon (1991).

3.1.9. Mecanismo De Correção De Erros (MCE)

O resultado obtido na regressão das variáveis não estacionárias $I(1)$ foi uma série na qual as mesmas variáveis exibem, em conjunto, uma relação estável de longo prazo, em outras palavras, estacionária ou $I(0)$. No curto prazo, no entanto, é possível que haja desequilíbrios. O resíduo representa uma perturbação de curto prazo sobre o equilíbrio de longo prazo. O resíduo sendo estacionário mostra que ele tende a se dissipar ao longo do tempo, de modo que as variáveis originais retornam a seu equilíbrio de longo prazo. Concluído o teste de raiz unitária sobre os resíduos constatando que são estacionários, o modelo original pode ser escrito em forma de correção de erro (Bueno, 2011).

O Mecanismo de Correção de Erros (MCE) trata o termo de erro obtido na regressão de cointegração original como o “erro de equilíbrio” o qual liga o comportamento da variável explicada no curto prazo com os seus valores de longo prazo.

Seja o modelo simplificado abaixo, com apenas uma variável explicativa e na qual as duas variáveis sejam $I(1)$, as quais cointegraram, ou seja,

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + u_t \quad (26)$$

é estacionária, ou $I(0)$.

O MCE pega a primeira diferença das variáveis $I(1)$ e o resíduo estimado da regressão (u_t) defasado em um período relacionando a variação em Y_t com a variação em X_{t1} e com o “erro de equilíbrio” no período anterior.

Temos, portanto o modelo,

$$d_Y Y_t = \beta_0 + \beta_1 d_X X_{t1} + \beta_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (27)$$

no qual o termo \hat{u}_{t-1} é o termo de correção de erro o qual captura o ajuste para equilíbrio a longo prazo e ε_t é o termo de erro usual da regressão.

No exemplo acima se β_2 for estatisticamente significativo vai nos informar qual o tamanho do desequilíbrio em Y_t que precisa ser corrigido para o período seguinte.

3.2. Revisão da literatura teórica para o modelo empírico

De forma a fundamentar a aplicação do modelo econométrico utilizado neste ensaio faz-se necessário discorrer sobre os trabalhos nos quais o modelo foi embasado. Primeiramente, salientamos que foi utilizado o modelo aplicado por Cardoso et. al., (2012) com ajuste em sua forma funcional e na retirada de variáveis as quais não se mostraram significativas. Mais adiante, ao expor o modelo, serão detalhadas as alterações. A escolha desse modelo para a análise empírica deste trabalho deve-se ao fato de já ter sido alvo de análise por esses autores em outro período de estudo e por caber ao objetivo aqui proposto, de análise do comportamento do emprego industrial no caso brasileiro, baseado no referencial teórico exposto abaixo com maiores detalhes.

Cardoso et. al. (2012) tentou identificar evidências de desindustrialização na economia brasileira em relação ao emprego industrial fundamentando-se nos pressupostos de R & R (1999), Palma (2005) e Bonelli e Pessôa (2010).

Os autores enfatizam que existe relação entre o nível de emprego, investimento industrial e crescimento da renda per capita em relação ao emprego industrial uma vez que

“a desindustrialização (positiva) não geraria desemprego, pois os trabalhadores seriam empregados naturalmente no setor de serviços, o que, segundo Rowthorn e Well (1987), caracterizaria o desenvolvimento econômico do país. A indústria não perde competitividade internacionalmente e a economia continua em pleno emprego.” (Cardoso et. al. 2012, p. 10)

R & R (1997) afirmam que o que influencia a oferta e a demanda por trabalho (entre outros, salário e nível tecnológico), também é responsável pelo aumento de parte do emprego que migra da agricultura para a indústria e, em uma fase posterior, da indústria para o setor de serviços. Segundo os autores, ao longo do processo de desenvolvimento econômico de um país, a participação do emprego industrial segue uma tendência não linear, crescente inicialmente e decrescente no amadurecimento dessa economia.

Bonelli e Pessôa (2010) estudam a perda da importância da indústria de transformação na economia brasileira a partir da análise de diversas variáveis-chave relacionadas à participação da indústria na economia. Considerando os dados do emprego industrial de diferentes fontes,⁵ os autores concluem que houve perda de peso do emprego industrial em relação ao total apenas nos anos de reformas estruturais do início da década de 1990, concluindo que após esse período, considerando os dados relacionados à produtividade da indústria, não há evidência de perda de espaço da indústria considerando-se o emprego industrial em relação ao emprego total. Para os autores a evolução do investimento industrial relativamente ao total (Formação Bruta de Capital Fixo agregada) corrobora a tese da não desindustrialização já que foi observado forte aumento desse indicador entre os anos de 1996 e 2007, de 14,4% para 20,1%.

Palma (2005) retoma a relação entre o emprego industrial e o nível de renda per capita, associando essa relação ao início do processo natural de desindustrialização. O autor conclui

⁵ Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), Pesquisa Mensal do Emprego (PME), Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) e Pesquisa Industrial Anual (PIA).

que essa relação entre o emprego industrial e a renda per capita, graficamente, tem o formato de “U” invertido expressando uma tendência de aumento do emprego industrial até certo nível de renda per capita e uma gradativa redução do emprego industrial após o atingimento desse nível, ou mais conhecido na literatura como “*the turning point*” (R & R, 1999). A explicação para esse declínio do emprego industrial decorre do nível de desenvolvimento econômico do país, medido através do IDH, do nível de investimentos na indústria, os quais ocasionariam a dispensa de trabalhadores e da pauta exportadora predominante do país; os manufaturados, por exemplo, possuem alto valor agregado e, dessa forma, as indústrias investiriam mais nesse tipo de produto o qual dispensaria mão de obra pelo fato de essa produção ser intensiva em tecnologia (Rowthorn, Wells, 1987).

3.3 O Modelo Empírico

O modelo econométrico utilizado para a análise empírica de evidências de um processo de desindustrialização no Brasil foi fundamentado no modelo desenvolvido por Cardoso et. al.(2012), o qual foi baseado nos modelos de desindustrialização de R & R (1999), Palma (2005) e Bonelli e Pessoa (2010).

Em relação ao modelo de Cardoso et. al. (2012), foram excluídas variáveis redundantes e/ou inflacionantes, tais como PIB per capita ao quadrado, população e população ao quadrado. É fundamental que a variável PIB per capita figure na regressão pelo fato de essa variável figurar como um dos fundamentos da teoria de “*turning point*” da alteração da elasticidade renda da demanda por serviços maior do que a elasticidade renda da demanda por produtos industrializados observados empiricamente por R & R (1999) ao analisar o processo de desindustrialização. Dado, porém, o reduzido número de observações, é mais adequado deixar de fora a mesma variável elevada ao quadrado.

As variáveis população e população ao quadrado revelam outra ordem de problema. Faria sentido manter a variável população caso fosse incluída a variável PIB, ao contrário de PIB per capita, de forma a captar o incremento da renda total (ou produto total) em relação à população total. Novamente, dado o reduzido número de observações, e a evidente referência teórica do assunto com a preferência para a variável PIB per capita, inclusive no experimento

proposto por Cardoso et. al. (2012), foi mantida essa variável (PIB per capita) em detrimento de PIB. Escolhida a variável PIB per capita não faria sentido usar a variável população na mesma regressão pois haveria agravamento do problema de multicolinearidade e provável uso de artifícios prévios antes de efetivar a regressão.⁶

A variável emprego no setor de serviços foi mantida no modelo, pois a relação entre essa variável e o emprego industrial é a mais mencionada na revisão de literatura sobre o assunto. Em todos os artigos, de alguma maneira, é mencionada a transição da força de trabalho da indústria para o setor de serviços como uma das causas e/ou evidências do processo de desindustrialização. Dessa forma, mesmo não significativa estatisticamente no experimento de Cardoso et. al. (2012), de alguma maneira sua inclusão no modelo serviria para captar esse processo.

O modelo empírico estimará a existência de desindustrialização em relação ao emprego industrial.

Assim temos:

$$l_emp_i_i = \beta_0 + \beta_1 l_pibpc_i + \beta_2 l_inv_i + \beta_3 l_emp_s_i + \varepsilon_i \quad (28)$$

Onde:

$l_emp_i_i$ é o logaritmo de emprego industrial

β_0 é o termo constante da regressão

$\beta_1 l_pibpc_i$ é o logaritmo de PIB per capita e seu coeficiente

$\beta_2 l_inv_i$ é o logaritmo de investimento industrial (FBKF como Proxy) e seu coeficiente

$\beta_3 l_emp_s_i$ é o logaritmo de emprego no setor de serviços e seu coeficiente

ε_i é o termo de erro da regressão

⁶ Cardoso et. al. (2012) retirou o efeito da população sobre o PIB per capita regredindo a variável PIB per capita contra a variável população obtendo os resíduos e utilizando-os como nova variável na regressão.

Se o coeficiente β_1 for negativo e estatisticamente significativo teremos indícios de um processo de desindustrialização na economia brasileira.

Se o coeficiente β_2 for negativo e estatisticamente significativo teremos indícios de um processo de desindustrialização na economia brasileira, pois, o investimento industrial aumenta o nível tecnológico provocando redução nos postos de trabalho da indústria.

Se o coeficiente β_3 for negativo e estatisticamente significativo teremos indícios de um processo de desindustrialização na economia brasileira, pois, de acordo com as definições de desindustrialização da literatura revisitada, o destino dos empregos eliminados na indústria é o setor de serviços. Dessa forma há relação entre o aumento do emprego no setor de serviços e redução de empregos na indústria em um processo de desindustrialização.

3.4 Fontes de dados, periodicidade e operacionalização

As variáveis utilizadas para alimentar o modelo são as seguintes:

Emprego Industrial: é a variável explicada e os dados foram obtidos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) por meio do site da Internet do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) no endereço <http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>. Os dados são fornecidos em número de empregos formais para o setor.

PIB per capita: é variável explicativa e os dados foram obtidos junto ao IBGE. Os dados foram fornecidos em valores a preços de 1995.

Investimento Industrial: é variável explicativa na qual foi utilizada a formação bruta de capital fixa informada pelo IBGE como Proxy. Os dados foram fornecidos em valores a preços de 1995.

Emprego no setor de serviços: é variável explicativa e os dados foram obtidos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) por meio do site da Internet do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) no endereço <http://www.mte.gov.br/geral/estatisticas.asp?viewarea=rais>. Os dados são fornecidos em número de empregos formais para o setor.

A periodicidade dos dados foi anual, correspondendo aos anos entre 1996 e 2011. O período inicial foi escolhido por compreender os reflexos do início da abertura comercial do início da década de 1990 sob os efeitos da moeda nacional estabilizada após o Plano Real (1994). O ano de 2011 é o fim da série histórica analisada por representar o último ano com os dados mais atualizados relativamente às variáveis estudadas.

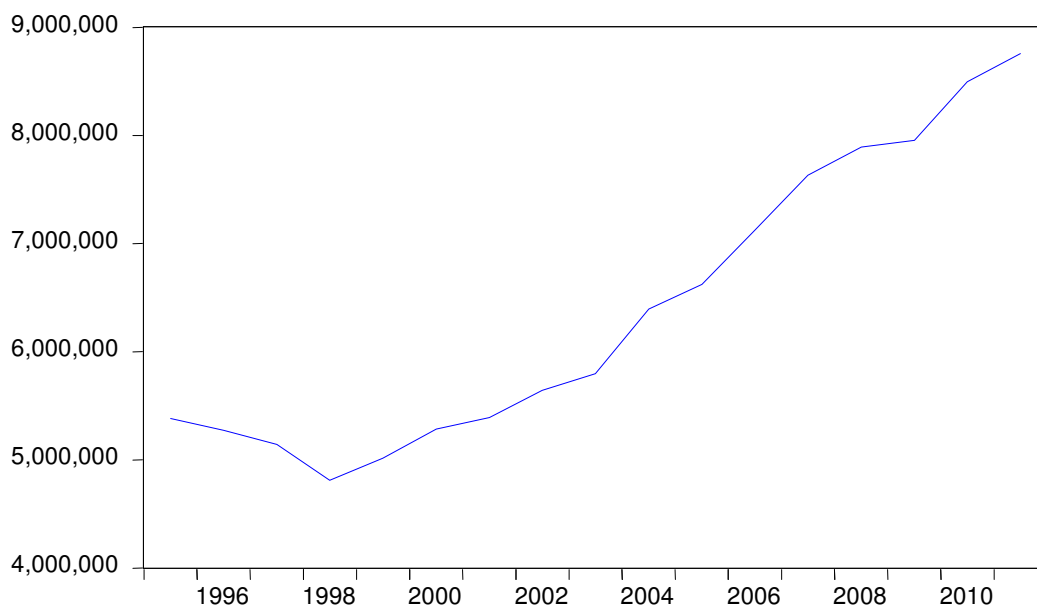
De modo a operacionalizar o processo de estimação conforme o modelo proposto foi utilizado o *software* estatístico EViews7, versão 7.1. Para gerar os gráficos foi utilizado além do pacote estatístico EViews7 o *software* de planilha eletrônica Microsoft Office Excel 2007.

4. ANÁLISE DO MODELO E DISCUSSÕES

4.1. Análise das variáveis utilizadas no modelo

Em números absolutos o emprego industrial não experimentou, durante o período analisado, queda persistente e significativa, pelo contrário, nos últimos dez anos houve expressivo incremento do emprego, de acordo com os dados fornecidos pela RAIS/MTE. No início do período estudado, por volta de 1996 a 1998 a indústria ainda sofria os reveses causados pela abertura comercial a qual colocou a indústria nacional mais exposta à competição internacional. Historicamente, é fato, a indústria nacional sempre foi protegida e a abertura comercial, deduz-se, provocou um efeito de alerta nas empresas do setor para a necessidade de planejamento estratégico para as administrações e excelência e qualidade em suas linhas de montagem.

Grafico 02 – Emprego industrial – 1994-2011 (em número de trabalhadores)



Fonte: RAIS/CAGED.

Ainda que o investimento industrial tenha ficado abaixo da média observada historicamente, principalmente na década de 1970, a produtividade experimentou crescimento evidente sob qualquer ótica de análise. Mesmo sem um consenso em números em relação a esse aumento da produtividade durante o período, há conformada a idéia de que houve aumento expressivo. Durante a década de 1990 as taxas de crescimento anuais de

produtividade na indústria de transformação ficaram entre 4% e 8%, de acordo com a fonte de dados utilizada. [Feijó e Carvalho (1994) e Bonelli (1999)]

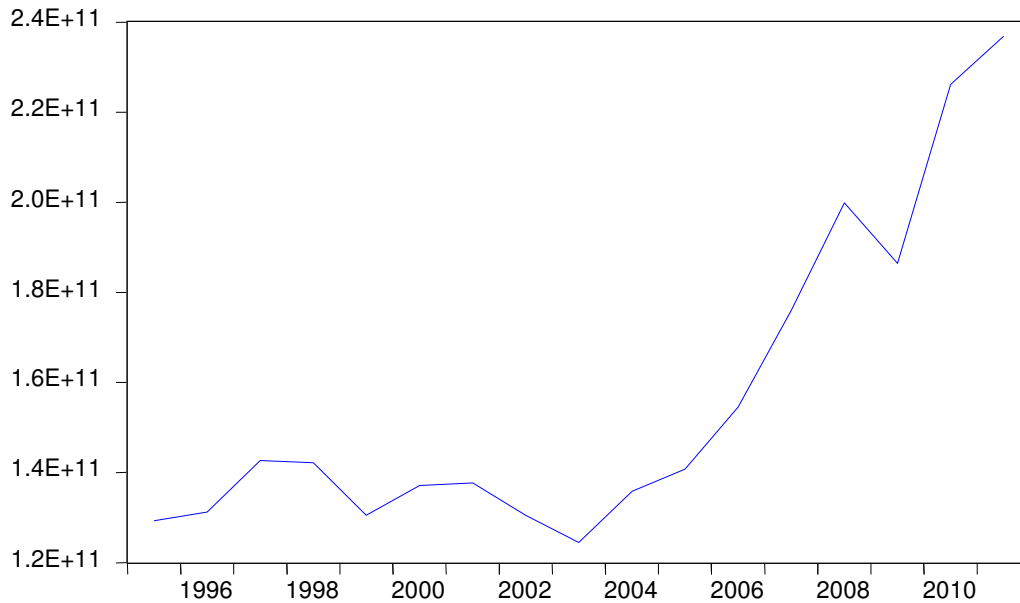
Deve-se considerar também que o referido processo de adaptação das organizações industriais em suas administrações e melhorias tecnológicas provavelmente foram responsáveis pelo crescimento de produtividade e, por consequência, pela observada redução do número de empregos na indústria. Ainda que observado esse aumento de produtividade da indústria, em números absolutos o emprego industrial começa a aumentar constantemente a partir de 1999 mantendo uma trajetória consolidada de crescimento estável (Saboia, 2004).

A sociedade brasileira passou por uma série de transições tanto de caráter social quanto de caráter econômico com reflexos importantes sobre a atividade econômica. Dentre essas mudanças, destacam-se, principalmente a passagem de um regime de inflação para um ambiente de estabilidade de preços, a maior abertura comercial, novas relações de trabalho as quais passaram a exigir mudanças institucionais formais e informais, maior competitividade no mercado de trabalho para os trabalhadores e no mercado concorrencial para a indústria. Além desses fatores a população tem experimentado taxas de crescimento cada vez menores provocando o que os demógrafos denominam de “encerramento da atual transição demográfica brasileira”, em um processo de inversão da pirâmide demográfica (Chahad, 2003). Cada vez mais a população brasileira está ficando velha ocasionando similaridade de problema enfrentado – em menor grau, logicamente – por países desenvolvidos em relação à reposição de sua força de trabalho. Além disso, há de se observar que a participação da população empregada na indústria é bem menor do que participação da população empregada no setor de serviços, o qual tende a, em um processo natural de desenvolvimento, incrementar sua participação no PIB total da economia.

O que depreendemos dessas observações é que a atividade econômica como um todo foi impactada com reflexos sobre o PIB o qual condiciona também o mercado de trabalho na indústria, afetando o seu comportamento e as mudanças observadas no período analisado nesse trabalho.

Abaixo observamos a evolução da formação bruta de capital fixo para o período analisado em que visualizamos que depois de uma década de crescimento instável nos anos 90, os anos 2000 provaram significativo incremento do investimento industrial.

Grafico 03 – Investimento Industrial – 1994-2011 (Preços correntes de 1995)



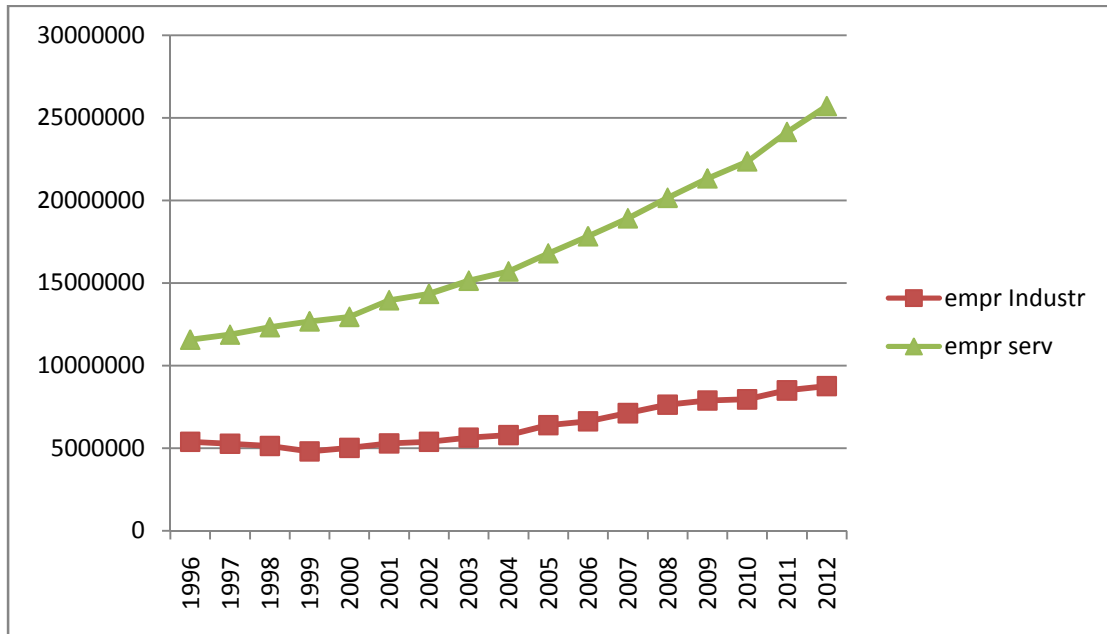
Fonte: IBGE.

O investimento de capital por parte da indústria nacional é fundamental para o aumento de produtividade e alinhamento à concorrência internacional. Nesse ponto o setor industrial, apesar de menor em mão de obra, comparativamente ao setor de serviços, é mais aberto ao mercado internacional, comportando-se como um “tomador de preços” o que torna o setor mais suscetível à perda de suas vendas para a concorrência internacional em um cenário sem barreiras cambiais e, mais recentemente, de taxas de juros reduzidas (Pastore et. al., 2010).

De meados dos anos 1990 até 2007 a participação do investimento na indústria de transformação na formação bruta de capital fixo mostrou forte aumento, de 14,4% em 1996 para 18,5 % em 2008 (Bonelli e Pessoa, 2010). Como resposta à crise de 2008 o Governo Federal tomou medidas anticíclicas como redução da taxa de juros e uso de bancos públicos mirando o estímulo do consumo de serviços e produtos da indústria. O grande responsável pela queda na taxa de desemprego foi, na verdade, o setor de serviços o que, por dedução, provocou o aumento do salário real observado nos últimos anos.

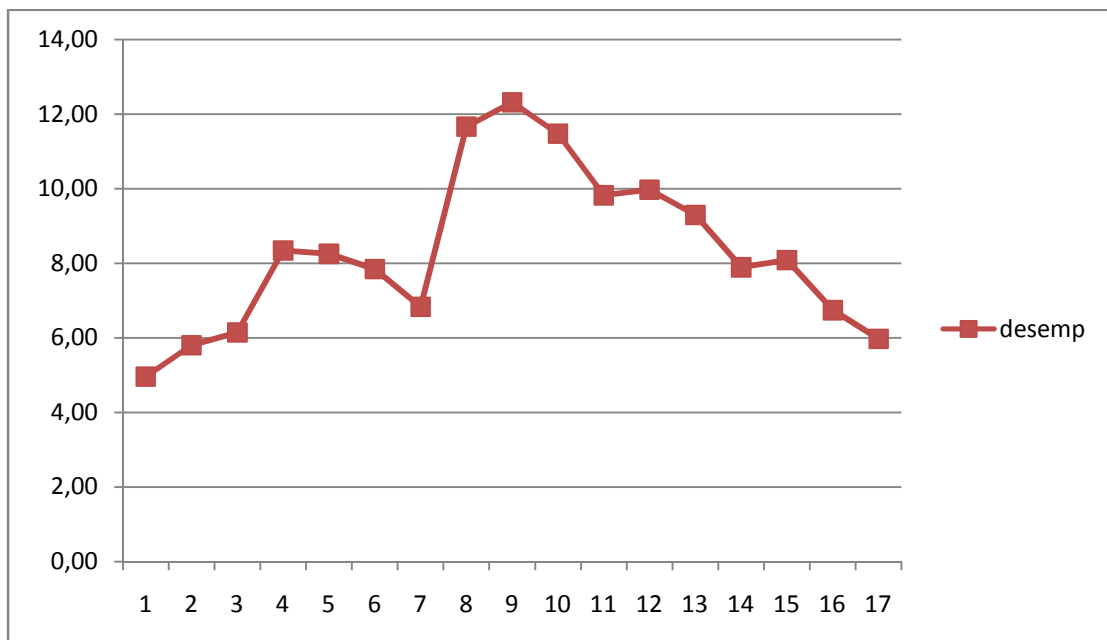
Os dois gráficos abaixo e a tabela de salários médios pagos por setor demonstram a evolução dessa tese:

Gráfico 04 – Emprego industrial x Emprego em serviços 1996-2011 (número de trabalhadores)



Fonte: RAIS/CAGED Elaborado pelo autor

Gráfico 05 – Taxa de desemprego (período de referência de 30 dias em percentual)



Fonte: IBGE Elaborado pelo autor

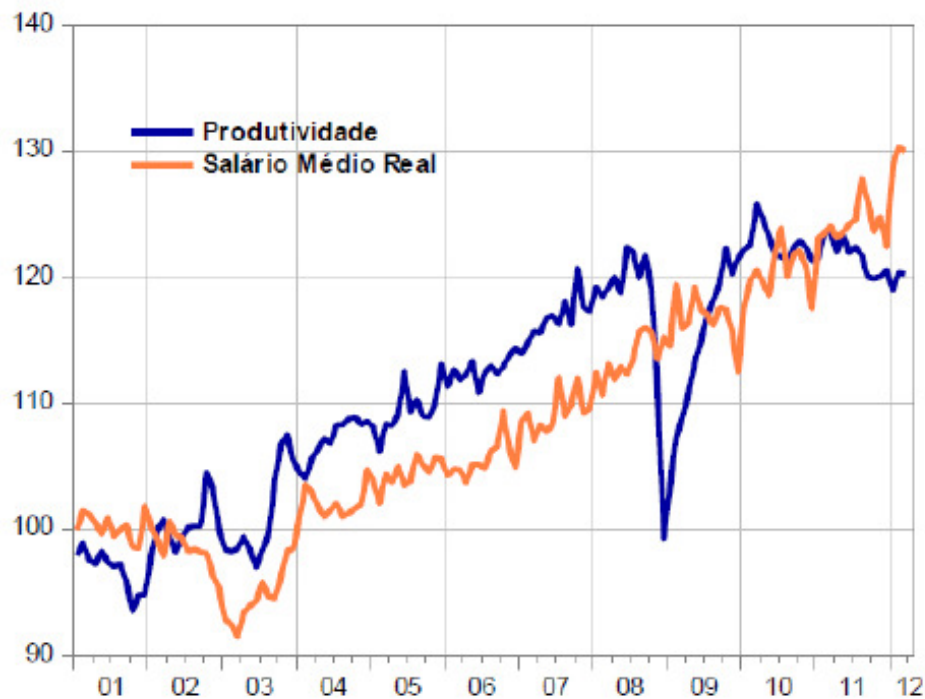
Tabela 04 – Salário médio anual da indústria e serviços a preços correntes (2012)

Anos	Indústria	Serviços
2000	7,5	7,0
2001	8,0	7,4
2002	8,6	7,8
2003	9,6	8,6
2004	10,4	8,0
2005	11,1	9,8
2006	12,0	10,7
2007	13,2	11,8
2008	14,3	13,1
2009	15,9	14,0

Fonte: IBGE elaborado por Pastore et. al. (2012)

Os índices da tabela 04 são calculados pelo IBGE e foram apurados pela razão entre o total de salários e outras remunerações do ano de referência e o número médio de pessoas assalariadas em atividade no ano, considerando-se até dias trabalhados, dividida por 13 meses

Gráfico 06 – Salários médios e produtividade média do trabalho na indústria



Fonte: Pastore et. al. (2012)

O aumento da demanda por produtos industrializados não provocou a expansão da produção na indústria, pois a elevação geral dos salários sem o aumento da produtividade do trabalho na indústria aumentou o custo de produção o qual foi maior que o estímulo advindo da queda real dos juros e insuficiente para diminuir a queda da utilização da capacidade instalada. O que observamos nesses anos foi a sangria de produtos não produzidos pela indústria nacional em detrimento de produtos importados contribuindo para reduzir o ritmo de crescimento do PIB (Pastore et. al., 2012)

O que concluímos dessa discussão é que a indústria não teve capacidade de atender a demanda interna pela falta de investimento. Apesar de observarmos um aumento ano após ano da FBCF a participação dessa variável no PIB (ou taxa de investimento) pouco evoluiu.

4.2 Resultados e considerações

Antes de aplicarmos o método dos mínimos quadrados ordinários ao modelo proposto testamos as variáveis utilizadas no modelo quanto à estacionariedade. Em todos os testes (sem constante, com constante e com constante e tendência), para todas as variáveis, as séries se mostraram não-estacionárias (Apêndice B), fato usual em séries temporais econômicas. Essa informação força o uso do teste de cointegração de Engle-Granger o qual demonstrou que o modelo cointegrou (Apêndice D).

A autocorrelação dos resíduos do modelo foi verificada através dos Testes de Durbin-Watson e de Breush-Godfrey os quais retornaram resultado de ausência de autocorrelação (Apêndice F). Apesar de não ser um problema de maior gravidade em séries temporais, a heterocedasticidade foi verificada pelo teste de White o qual mostrou ausência de heterocedasticidade para o modelo (Apêndice G). A correta especificação linear do modelo foi constatada no teste RESET de Ramsey (Apêndice H) e a normalidade dos resíduos foi confirmada no teste automatizado do Programa EViews (Apêndice A). Os resultados do melhor ajustamento do modelo são apresentados na Tabela 05.

Tabela 05 – Principais resultados do modelo empírico

Variável dependente – l_emp_i			
Variável	Coefficiente	Estatística t	P-valor
C	5,893634	6,336172	0,0000
l_pibpc_i	4,396707	8,833670	0,0000
l_inv_i	-0,915264	-7,105864	0,0000
$l_emp_s_i$	-0,236645	-2,180295	0,0482
R ² ajustado = 0,990955		Durbin-Watson(4,17) = 1,740373	
F (4,12) = 585,2847		P-valor (F) = 0,000000	

Fonte: Elaboração própria

O modelo demonstrou-se muito bem ajustado com um R² ajustado igual a 0.990955, típico de regressões em séries temporais. A estatística F demonstrou que os coeficientes do modelo proposto são estatisticamente diferentes de zero. Todas as variáveis incluídas no modelo foram estatisticamente significativas a 1% e a 5%.

Todas as variáveis utilizadas no modelo foram logaritimizadas objetivando melhor visualização da interpretação das relações entre as variáveis, por expressar de forma percentual cada mudança de X_i em Y . Além disso, o uso de logaritmos naturais de variáveis dependentes ou independentes pode permitir relações não-lineares entre a variável explicada e as variáveis explicativas além de reduzir e até eliminar problemas de heterocedasticidade. As estimativas com o uso de logaritmos são menos sensíveis a observações desiguais (ou extremas) devido ao estreitamento considerável que pode ocorrer na amplitude dos valores das variáveis (Wooldridge, 2011).

Para que houvesse indícios de um provável processo de desindustrialização em relação ao emprego industrial o coeficiente da variável PIB per capita deveria ser negativo, o que não foi constatado. O modelo na verdade informa que para cada 1% de aumento no PIB per capita o emprego industrial aumenta em 4,3%.

A variável Formação Bruta de Capital Fixo (inv), a qual foi utilizada como *Proxy* para Investimento Industrial se comportou como a expectativa. A regressão nos informa que para cada 1% de aumento em investimento industrial o emprego industrial tem um decréscimo de 0,91%. Isso é explicado pelo fato de haver maiores dispensas de postos de trabalho na indústria ao aumentar a tecnologia da linha de produção reduzindo a necessidade de força de trabalho pelo aumento da produtividade do capital.

O comportamento da variável emprego no setor de serviços foi exatamente como esperado. Deveria haver queda no emprego industrial caso houvesse aumento da taxa de emprego em serviços. No entanto, foi observado que para cada 1% de aumento na taxa de emprego no setor de serviços – o que é muito – há queda no emprego industrial de apenas 0,23%, muito pouco para impactar significativamente o emprego industrial negativamente.

Os resultados do modelo, portanto, não demonstraram evidências de processo de desindustrialização sob a ótica da queda do emprego industrial para o período analisado. O que o modelo empírico na verdade mostrou é que o emprego industrial no Brasil segue uma trajetória condizente com o processo de desenvolvimento econômico particular do Brasil.

No modelo de correção de erros aplicado ao modelo de equilíbrio de longo prazo concluiu-se que cerca de 0,91 dos valores discrepantes observados efetivamente no curto prazo em relação ao longo prazo (de equilíbrio) são corrigidos a cada ano. Assim, no caso de choques eventuais de curto prazo nas variáveis explicativas para o Emprego Industrial (PIB per capita, Investimento Industrial e Emprego no setor de serviços) é necessário pouco mais de um ano para que Emprego Industrial retorne ao seu nível de equilíbrio de longo prazo. Em outras palavras, a variável Emprego Industrial é corrigida em 0,91 a cada ano no período seguinte, ou seja, o Emprego Industrial se ajusta muito rapidamente no curto prazo à sua trajetória de crescimento de longo prazo após uma perturbação.

5. CONCLUSÕES

O objetivo geral deste trabalho foi testar a hipótese de efetivo processo de desindustrialização na economia brasileira após o Plano Real até os dias atuais, sob a ótica da participação do emprego industrial na economia. Conforme foi verificado, o modelo empírico proposto e estimado demonstrou coeficientes significativos para suas variáveis.

Assim como nos trabalhos de Bonelli e Pessôa (2010) e Cardoso et. al. (2012) o resultado sob a ótica do emprego na indústria foi similar. Comprovadamente, a variável que apresentou a maior sensibilidade em relação ao emprego na indústria foi o PIB per capita o que levou a conclusão de rejeição da hipótese de efetivo processo de desindustrialização na economia brasileira, ainda que ponderados os resultados exatamente como esperado para as outras variáveis do modelo (Investimento Industrial e Emprego no Setor de Serviços).

O Brasil hoje é um país com fundamentos econômicos muito mais sólidos do que os observados antes do período estudado nesse trabalho (antes do advento do Real) e o controle da inflação, política econômica com maior credibilidade, evidente aumento de renda e desenvolvimento humano, colocam o país em um patamar no qual o processo de desindustrialização já poderia ter se iniciado considerando-se a renda per capita.

Há de ponderar-se, no entanto que esse trabalho visou à análise do processo de desindustrialização sob a ótica de apenas uma das faces da desindustrialização, o emprego industrial. A discussão sobre o tema é amplo, considerando as diversas escolas econômicas, métodos e variáveis à disposição para a análise e de modo algum esgota-se e encerra-se o assunto por meio de qualquer dos trabalhos já apresentados sobre o processo de desindustrialização brasileiro até aqui apresentados.

Cabe ainda ressaltar que esse trabalho enfrentou o problema relacionado com o reduzido número de observações em virtude da indisponibilidade dos dados trimestrais ou mensais para emprego industrial e emprego no setor de serviços disponibilizados pela RAIS/CAGED. O MTE apenas disponibiliza esses dados na periodicidade anual. Haveria a possibilidade de utilizar outras fontes de dados tais como os gerados pelo IBGE na PIMES e/ou PIA, ou os dados gerados por outras instituições como a CNI e o IPEA, mas todas essas variáveis pecam pela mudança em sua metodologia de apuração exatamente durante o período

analisado. Ainda que a periodicidade anual tenha sido escolhida para alimentar as variáveis do modelo, o trabalho pode servir como exercício teórico dos conceitos expostos nesse trabalho e como modelo de exercício prático para a metodologia de MQO. Nada impede, portanto, que o presente trabalho possa despertar interesse em seu aperfeiçoamento mediante maior robustez de observações e uso de outras técnicas para melhorar a estimação do modelo.

6. REFERÊNCIAS

- ACHEN, Christopher. H. (1982). *Interpreting and using regression*, Beverly Hills, California: Sage Publications
- BONELLI, R. (1999). Emprego Industrial e Produtividade: Novos Resultados, *VelhaControvérsia, Mercado de Trabalho, Conjuntura e Análise*, ano 4, n. 11, IPEA/MTE, Rio de Janeiro, outubro
- BONELLI, R. (2008). *Industrialização e Desenvolvimento: notas e conjecturas com foco na experiência do Brasil. Conferência de Industrialização, Desindustrialização e Desenvolvimento*, Federação das Indústrias do Estado de São Paulo, Agosto
- BONELLI, R.; Pessoa, S. A. (2010). *Desindustrialização no Brasil: um resumo da evidência. Texto para discussão nº 7. Fundação Getúlio Vargas. Instituto Brasileiro de Economia*
- BRESSER-PEREIRA, Luis. C. (2006). *O Novo-Desenvolvimentismo e a Ortodoxia Convencional. São Paulo em Perspectiva*, Vol. 20, N.1
- BRESSER-PEREIRA, Luis. 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, Luis. C; MARCONI, N. (2009). "Doença Holandesa e Desindustrialização". *Valor Econômico*, 25 de novembro.
- BUENO, R. de L. da S. *Econometria de Séries Temporais. CENGAGE Learning Edições Ltda, São Paulo, 2011*
- CARDOSO, B.; PAIXÃO. A. e NASCIMENTO, J. (2012). *O processo de desindustrialização no Brasil: Análise empírica dos anos de 1990 a 2009. RDE-Revista de Desenvolvimento Econômico. Ano XIV. Salvador, (BA); Junho*
- CHAHAD, José Paulo Z. *Tendências recentes no mercado de trabalho: pesquisa de emprego e desemprego. São Paulo Perspec., São Paulo, v. 17, n. 3-4, Dec. 2003 . Disponível em <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-88392003000300021&lng=en&nrm=iso>. Acesso em 23 de maio de 2013*
- DALSON. F.F., NUNES. F., ROCHA, E.C., SANTOS, M. L.; BATISTA, M.; SILVA JR., J. A. S. (2011). *O que fazer e o que não fazer com a regressão: pressupostos e aplicações do modelo linear de mínimos quadrados ordinários. Revista Política Hoje, Vol. 20, n.1*
- FEIJÓ, C. A., CARVALHO, P. G. M. (1994). *Sete Teses Equivocadas sobre o Aumento Da produtividade Industrial nos anos Recentes, Boletim de Conjuntura, v. 14, n.2, IE/UFRJ, julho*

- FEIJÓ, C.A; CARVALHO, P.G; ALMEIDA, J.S.G. (2005). Ocorreu uma desindustrialização no Brasil?. São Paulo: IEDI, novembro
- GUJARATI, D. Econometria Básica. São Paulo: Makron Books. Quarta Edição, 2005
- HAIR Jr., Joseph; ANDERSON, Ralph; TATHAM, Ronald; BLACK, Willian (2009), Multivariate data analysis. 17ª Edição. Prentice-Hall.
- KRUEGER, James; LEWIS-BECK, Michael. (2008). Is OLS Dead? "The Political Methodologist", vol 15, no 2: 24.
- LOURES, R.R; OREIRO, J.L; PASSOS, C.A.K. (2006). Desindustrialização: a crônica da servidão consentida. Economia e Tecnologia, Ano 2, Vol. 4
- MACKINNON, J. (1991) "Critical Values for Cointegration Tests", in R. Engle and C. Granger, Long-Run Economic Relationships, Oxford University Press.
- MARGARIDO, M. A., e MEDEIROS Jr, H. de. Teste para mais de uma raiz unitária: uso do software SAS na elaboração de uma rotina para o teste de Dickey-Pantula." In: PESQUISA & DEBATE, SP, volume 17, número 1 (29) p. 149-170, 2006. Disponível em: <[http://www4.pucsp.br/pos/ecopol/downloads/edicoes/\(29\)mario_antonio.pdf](http://www4.pucsp.br/pos/ecopol/downloads/edicoes/(29)mario_antonio.pdf)>.
- MARQUETTI, A. (2002). Progresso Técnico, Distribuição e Crescimento na Economia Brasileira: 1955-1998. Estudos Econômicos, Vol. 32, N.1
- NASSIF, A. (2008). Há Evidências de Desindustrialização no Brasil?. Revista de Economia Política, Vol. 28, N.1
- OREIRO, J.L; PAULA, L.F. (2009). Novo-Desenvolvimentismo e a Agenda de Reformas Macroeconômicas para o Crescimento Sustentado com Estabilidade de Preços e Equidade Social. Associação Keynesiana Brasileira, Disponível em <http://www.ppge.ufrgs.br/akb/clipping.asp>
- OREIRO, J. L.; FEIJÓ, C. A. (2010). Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. Revista de Economia Política, vol. 30, nº 2 (118), PP. 219-232, abril-junho/2010
- 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
- PASTORE, A. C.; GAZZANO, M e PINOTTI, M. C. (2012). Por que a produção industrial não cresce desde 2010? disponível em <http://www.brasil-economia-governo.org.br/wp-content/uploads/2012/08/por-que-a-producao-industrial-nao-cresce-desde-2010.pdf>
- ROWTHORN, R; RAMASWANY, R (1999). Growth, Trade and Deindustrialization. IMF Staff Papers, Vol. 46, N.1.

- ROWTHORN, R; RAMASWANY, R (1997). Deindustrialization: causes and implications. Working Paper of the IMF
- ROWTHORN, R; WELLS, J. R (1987). Deindustrialization and foreign trade. Cambridge University Press, 1987.
- SABOIA, J. (2004). Emprego industrial no Brasil: situação atual e perspectivas para o futuro. Disponível em <http://www.desenvolvimento.gov.br/arquivo/secex/sti/indbrasopodesafios/revecocontemporanea/art09JoaoSaboia.pdf>
- SCHWARTSMAN, A. (2009). Uma Tese com Substâncias. Folha de São Paulo, 19 de agosto.
- SICSÚ, J; Paula, L.F; Michel, R. (2007). Por que novo-desenvolvimentismo?. Revista de Economia Política, Vol. 27, n.4
- SQUEFF, Gabriel C. Controvérsias sobre a desindustrialização no Brasil. IV Encontro Internacional da associação Keynesiana brasileira. Rio de Janeiro, 2011. Disponível em <http://www.ppgge.ufrgs.br/akb/encontros/2011/39.pdf>
- THIRWALL, A. (2002). The Nature of Economic Growth. Edward Elgar: Aldershot
- TREGENNA, F. (2009). Characterizing deindustrialization: an analysis of changes in manufacturing employment and output internationally. Cambridge Journal of Economics, Vol. 33.
- WOOLDRIDGE, J.M. Introdução à econometria: uma abordagem moderna. São Paulo: Thomson. 2011

APÊNDICE A – Sumário estatístico das variáveis

A tabela abaixo mostra o resumo das variáveis utilizadas no modelo estatístico em sua forma não logarítmica.

Tabela 01 – Estatísticas Descritivas, usando as observações 1995 - 2011

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
emp_i	6,38915e+006	1,32833e+006	4,80888e+006	8,75794e+006
inv	1,56616e+011	3,53701e+010	1,24522e+011	2,36861e+011
emp_s	1,69299e+007	4,48640e+006	1,15780e+007	2,56989e+007
pib_pc	4815,75	494,726	4346,39	5807,63

Jarque-Bera = 1,872104

Probabilidade de distribuição normal = 0,392173

Tabela 02 – Variáveis utilizadas no modelo aplicado

Anos	Emprego industrial	PIB per capita	Investimento industrial	Emprego em serviços
1995	5384820	4359,89	129296000000,00	11577964
1996	5272105	4386,05	131240000000,00	11880481
1997	5141637	4465,45	142701000000,00	12328886
1998	4808881	4400,03	142212000000,00	12684065
1999	5014367	4346,39	130556000000,00	12959319
2000	5285321	4468,86	137125000000,00	13964488
2001	5390932	4464,78	137724000000,00	14346538
2002	5642941	4521,79	130518000000,00	15147320
2003	5798033	4514,62	124522000000,00	15705717
2004	6395084	4714,36	135880000000,00	16794118
2005	6623012	4808,05	140807000000,00	17826271
2006	7122536	4945,89	154568000000,00	18917452
2007	7632278	5196,3	175976000000,00	20158767
2008	7891146	5415,24	199863000000,00	21325625
2009	7955299	5349,81	186424000000,00	22355989
2010	8499202	5702,68	226195000000,00	24136851
2011	8757935	5807,63	236861000000,00	25698922

APÊNDICE B: Resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis em nível

O método para testar a raiz unitária das séries foi o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Resumidamente, o teste comprova a não existência de raiz unitária (série estacionária) caso a estatística do teste τ , em módulo, for maior do que ao menos um dos valores críticos, também em módulo.

Segue abaixo os resultados do teste para as series das variáveis utilizadas no modelo.

Tabela 01 – Teste de raiz unitária para a variável I_emp_i .

Com Constante:

Variável = I_emp_i – Emprego Industrial			
Estadística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
1.148265	-3.920350	-3.065585	-2.673459
P-valor = 0.9959			Número de observações: 16

Com Constante e Tendência:

Variável = I_emp_i – Emprego Industrial			
Estadística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
-3.091024	-4.667883	-3.733200	-3.310349
P-valor = 0.1410			Número de observações: 16

Sem Constante:

Variável = I_emp_i – Emprego Industrial			
Estadística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
2.949720	-2.717511	-1.964418	-1.605603
P-valor = 0.9978			Número de observações: 16

Conclusão: a estatística do teste foi menor que ao menos um dos valores críticos, portanto há raiz unitária e, portanto a série é não estacionária.

Tabela 02 – Teste de raiz unitária para a variável I_pibpc

Com Constante:

Variável = I_pibpc – PIB per capita			
Estatística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
1.357507	-3.920350	-3.065585	-2.673459
P-valor = 0.9976			Número de observações: 16

Com Constante e Tendência:

Variável = I_pibpc – PIB per capita			
Estatística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
-0.885176	-4.728363	-3.759743	-3.324976
P-valor = 0.9306			Número de observações: 15

Sem Constante:

Variável = I_pibpc – PIB per capita			
Estatística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
3.071147	-2.717511	-1.964418	-1.605603
P-valor = 0.9983			Número de observações: 16

Conclusão: a estatística do teste foi menor que ao menos um dos valores críticos, portanto há raiz unitária e portanto a série é não estacionária.

Tabela 03 – Teste de raiz unitária para a variável I_inv

Com Constante:

Variável = I_inv – Investimento Industrial			
Estatística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
0.683605	-3.920350	-3.065585	-2.673459
P-valor = 0.9874			Número de observações: 16

Com Constante e Tendência:

Variável = I_inv – Investimento Industrial			
Estatística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
-0.843895	-4.667883	-3.733200	-3.310349
P-valor = 0.9381			Número de observações: 16

Sem Constante:

Variável = I_inv – Investimento Industrial			
Estatística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
1.915976	-2.717511	-1.964418	-1.605603
P-valor = 0.9817			Número de observações: 16

Conclusão: a estatística do teste foi menor que ao menos um dos valores críticos, portanto há raiz unitária e portanto a série é não estacionária.

Tabela 04 – Teste de raiz unitária para a variável lemp_s

Com Constante:

Variável = I_emp_s – Emprego no Setor de Serviços			
Estadística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
3.423866	-3.959148	-3.081002	-2.681330
P-valor = 1.0000			Número de observações: 15

Com Constante e Tendência:

Variável = I_emp_s – Emprego no Setor de Serviços			
Estadística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
-1.604035	-4.728363	-3.759743	-3.324976
P-valor = 0.7417			Número de observações: 15

Sem Constante:

Variável = I_emp_s – Emprego no Setor de Serviços			
Estadística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
11.26991	-2.717511	-1.964418	-1.605603
P-valor = 1.0000			Número de observações: 16

Conclusão: a estatística do teste foi menor que ao menos um dos valores críticos, portanto há raiz unitária e portanto a série é não estacionária.

APÊNDICE C: Resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis em 1ª diferença

Tabela 01 – Teste de raiz unitária para a variável $d_I_emp_i$.

Com Constante:

Variável = $d_I_emp_i$ – Emprego Industrial (-1)			
Estadística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
-2.780779	-3.959148	-3.081002	-2.681330
P-valor = 0.0845			Número de observações: 15

Com Constante e Tendência:

Variável = $d_I_emp_i$ – Emprego Industrial (-1)			
Estadística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
-3.031149	-4.728363	-3.759743	-3.324976
P-valor = 0.1565			Número de observações: 15

Sem Constante:

Variável = $d_I_emp_i$ – Emprego Industrial (-1)			
Estadística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
-1.875900	-2.728252	-1.966270	-1.605026
P-valor = 0.0598			Número de observações: 15

Conclusão: a estatística do teste é maior ou igual a pelo menos um dos valores críticos, portanto a série tornou-se estacionária em 1ª diferença, portanto é I(1).

Tabela 02 – Teste de raiz unitária para a variável d_I_pibpc

Com Constante:

Variável = d_I_pibpc – PIB per capita (-1)			
Estatística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
-3.979708	-3.959148	-3.081002	-2.681330
P-valor = 0.0096		Número de observações: 15	

Com Constante e Tendência:

Variável = d_I_pibpc – PIB per capita (-1)			
Estatística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
-5.721064	-4.728363	-3.759743	-3.324976
P-valor = 0.0020		Número de observações: 15	

Sem Constante:

Variável = d_I_pibpc – PIB per capita (-1)			
Estatística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
-0.114971	-2.754993	-1.970978	-1.603693
P-valor = 0.6251		Número de observações: 13	

Conclusão: a estatística do teste é maior ou igual a pelo menos um dos valores críticos, portanto a série tornou-se estacionária em 1ª diferença, portanto é I(1).

Tabela 03 – Teste de raiz unitária para a variável d_{I_inv}

Com Constante:

Variável = d_{I_inv} – Investimento Industrial (-1)			
Estadística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
-3.809657	-3.959148	-3.081002	-2.681330
P-valor = 0.0132			Número de observações: 15

Com Constante e Tendência:

Variável = d_{I_inv} – Investimento Industrial (-1)			
Estadística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
-4.538803	-4.728363	-3.759743	-3.324976
P-valor = 0.0137			Número de observações: 15

Sem Constante:

Variável = d_{I_inv} – Investimento Industrial (-1)			
Estadística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
-3.194368	-2.728252	-1.966270	-1.605026
P-valor = 0.0036			Número de observações: 15

Conclusão: a estatística do teste é maior ou igual a pelo menos um dos valores críticos, portanto a série tornou-se estacionária em 1ª diferença, portanto é I(1).

Tabela 04 – Teste de raiz unitária para a variável $d_l_emp_s$

Com Constante:

Variável = $d_l_emp_s$ – Emprego no Setor de Serviços (-1)			
Estadística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
-3.570169	-3.959148	-3.081002	-2.681330
P-valor = 0.0206			Número de observações: 15

Com Constante e Tendência:

Variável = $d_l_emp_s$ – Emprego no Setor de Serviços (-1)			
Estadística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
-6.475285	-4.728363	-3.759743	-3.324976
P-valor = 0.0006			Número de observações: 15

Sem Constante:

Variável = $d_l_emp_s$ – Emprego no Setor de Serviços (-1)			
Estadística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
0.596977	-2.740613	-1.968430	-1.604392
P-valor = 0.8329			Número de observações: 14

Conclusão: a estatística do teste é maior ou igual a pelo menos um dos valores críticos, portanto a série tornou-se estacionária em 1ª diferença, portanto é I(1).

APÊNDICE D – Resultado do teste de cointegração

Foi utilizado o teste de Engle-Granger o qual consiste na estimação do modelo de regressão aplicando o teste de ADF aos resíduos dessa regressão. Caso o teste acusar raiz unitária (não estacionariedade) o modelo não é cointegrado. O modelo será cointegrado, portanto, caso o teste acuse a ausência de raiz unitária (estacionariedade). Os valores críticos do teste de Engle-Granger, no entanto, não são os mesmos do teste de raiz unitária normalmente utilizados no teste ADF, mas os valores críticos de Engle-Granger obtidos por MacKinnon (1991).

Tabela 01 – Teste de raiz unitária para os erros do modelo estimado

Variável = u1 – Termo de erro do Modelo			
Estatística do teste	Valor crítico a 1%*	Valor crítico a 5%*	Valor crítico a 10%*
-4,600374	4,592	3,915	3,578
P-valor = 0,0040			Número de observações:

* Valores críticos de Engle-Granger obtidos por MacKinnon (1991)

Conclusão: a estatística do teste foi maior que todos os valores críticos, portanto os erros são estacionários, ou seja, o modelo é cointegrado.

APÊNDICE E – Modelo de Correção de Erros

Modelo:

$$d_l_emp_i = \beta_0 + \beta_1 d_l_pibpc_i + \beta_2 d_l_inv_i + \beta_3 d_l_emp_s_i + \beta_4 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde “d” refere-se à primeira diferença para cada variável e $\beta_4 \hat{u}_{t-1}$ é o termo de correção de erro para o modelo.

Variável dependente – d_l_empi			
Variável	Coefficiente	Estatística t	P-valor
C	0,003040	0,151720	0,8822
d_l_pibpc _i	4,234267	5,103724	0,0003
d_l_inv _i	-0,855314	-4,875581	0,0005
d_l_emp_s _i	-0,318493	-0,590942	0,5665
\hat{u}_{t-1}	-0,911911	-2,802094	0,0172
R ² ajustado = 0,0040		Durbin-Watson(4,17) = 1,816965	
F (4,12) = 15,21981		P-valor (F) = 0,000186	

O coeficiente do termo de correção de erros é negativo e revelou-se estatisticamente significativo. Dessa forma podemos concluir que de acordo com o resultado do modelo de correção de erros cerca de 0,91 dos valores discrepantes observados efetivamente no curto prazo em relação ao longo prazo (de equilíbrio) são corrigidos a cada ano. Assim, no caso de choques eventuais de curto prazo nas variáveis explicativas de l_emp_i é necessário pouco mais de um ano para que l_emp_i retorne ao seu nível de equilíbrio de longo prazo. Em outras palavras, l_emp_i é corrigido em 0,91 a cada ano para o período seguinte.

APÊNDICE F – Resultado do teste de autocorrelação

Para o teste de Durbin-Watson foi utilizada a tabela estatística de Durbin-Watson de forma a verificar os intervalos de inconclusão e rejeição.

Tabela 01 – Resultado do teste de Durbin-Watson para autocorrelação do Modelo

$l_emp_i_i = \beta_0 + \beta_1 l_pibpc_i + \beta_2 l_inv_i + \beta_3 l_emp_s_i + \varepsilon_i$		
Estadística do teste	Intervalos de autocorrelação	Intervalos de inconclusão
dw(3,17) = 1,740373	dw < 0,8968 dw > 3,1032	0,8968 < dw < 1,7101 2,2899 < dw < 3,1032

O valor da estatística não está incluído nos intervalos de inconclusão ou de rejeição, portanto podemos concluir que o modelo não apresenta autocorrelação. A estatística do teste ficou bem próxima do intervalo de inconclusão, no entanto, fato que motivou o uso do teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey, conhecido como teste LM para autocorrelação, considerado mais robusto que o teste de Durbin-Watson.

Conforme foi explicado na metodologia o teste de Breusch-Godfrey para autocorrelação regride o resíduo (variável dependente) contra as variáveis regressoras e as defasagens do resíduo.

Tabela 02 – Resultado do teste de Breusch-Godfrey para autocorrelação do Modelo com uma ordem de defasagem

$l_emp_i_i = \beta_0 + \beta_1 l_pibpc_i + \beta_2 l_inv_i + \beta_3 l_emp_s_i + \varepsilon_i$		
Estadística do teste F	R ²	P-valor F(1,12)
0,041903	0,059157	0,8412

O baixo valor da estatística-F (0,041903) resulta na aceitação da hipótese nula, de que não há autocorrelação entre os resíduos.

Tabela 03 – Resultado do teste de Breusch-Godfrey para autocorrelação do Modelo com duas ordens de defasagem

$l_emp_i = \beta_0 + \beta_1 l_pibpc_i + \beta_2 l_inv_i + \beta_3 l_emp_s_i + \varepsilon_i$		
Estatística do teste F	R ²	P-valor F (2,11)
0,296798	0,870407	0,7490

O baixo valor da estatística-F (0,296798) resulta na aceitação da hipótese nula, de que não há autocorrelação entre os resíduos.

Tabela 04 – Resultado do teste de Breusch-Godfrey para autocorrelação do Modelo com três ordens de defasagem

$l_emp_i = \beta_0 + \beta_1 l_pibpc_i + \beta_2 l_inv_i + \beta_3 l_emp_s_i + \varepsilon_i$		
Estatística do teste F	R ²	P-valor F (3,10)
0,787380	3,248335	0,5279

O baixo valor da estatística-F (0,787380) resulta na aceitação da hipótese nula, de que não há autocorrelação entre os resíduos.

APÊNDICE G – Resultado do teste de heterocedasticidade de White

O teste de White para heterocedasticidade funciona similarmente ao teste de Breusch-Godfrey, porém, estimam-se os quadrados dos resíduos (o que equivale à variância) contra as variáveis explicativas do modelo e seus quadrados e a interação entre elas. A hipótese nula de que não há heterocedasticidade representa essa situação na qual os resíduos ao quadrado são insignificantes.

Tabela 01 – Resultado do teste de heterocedasticidade de White

$l_emp_i = \beta_0 + \beta_1 l_pibpc_i + \beta_2 l_inv_i + \beta_3 l_emp_s_i + \varepsilon_i$		
Estatística do teste F	R ²	P-valor F (4,12)
0,562997	2,686207	0,6941

O baixo valor da estatística-F (0,562997) resulta na aceitação da hipótese nula, de que não há heterocedasticidade.

APÊNDICE H – Teste RESET de Ramsey para especificação

O teste de erro de especificação de regressão RESET de Ramsey testa a presença de não linearidades na série. A hipótese nula é de linearidade contra a alternativa de não linearidade.

Tabela 01 – Resultado do teste de Ramsey para especificação

$l_emp_i_t = \beta_0 + \beta_1 l_pibpc_t + \beta_2 l_inv_t + \beta_3 l_emp_s_t + \varepsilon_t$	
Estatística do teste F	P-valor F (1,12)
0,442774	0,5184

Fonte: Elaboração própria a partir da saída de dados do pacote estatístico EViews 7.1

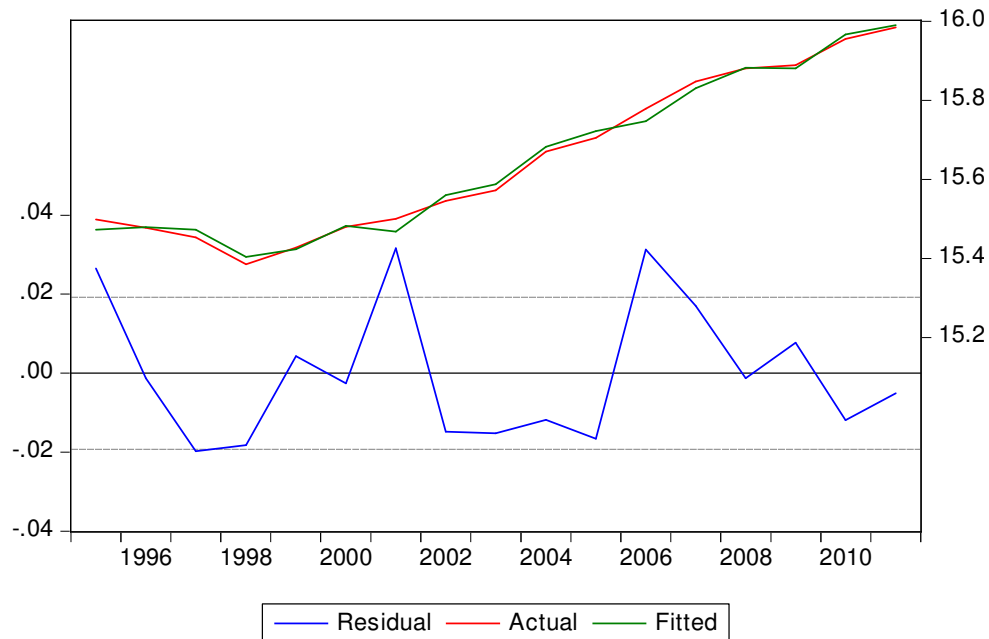
O baixo valor da estatística-F (0,442774) resulta na aceitação da hipótese nula, de que não há heterocedasticidade.

APÊNDICE I: Matriz de correlações

	C	l_pibpc	l_inv	l_emp_s
C	0.865192	0.276894	-0.098817	-0.040132
l_pibpc	0.276894	0.247727	-0.059592	-0.050654
l_inv	-0.098817	-0.059592	0.016590	0.010627
l_emp_s	-0.040132	-0.050654	0.010627	0.011780

Fonte: Elaboração própria a partir da saída de dados do pacote estatístico EViews 7.1

APÊNDICE J – Gráfico dos resíduos



Fonte: Elaboração própria a partir da saída de dados do pacote estatístico EViews 7.1

Legenda do gráfico: Residual: Resíduos
 Actual: Efetivo
 Fitted: Ajustado

obs	Efetivo	Ajustado	Resíduos
1995	15.4991	15.4726	0.02646
1996	15.4779	15.4792	-0.00123
1997	15.4529	15.4727	-0.01977
1998	15.3860	15.4042	-0.01821
1999	15.4278	15.4234	0.00437
2000	15.4804	15.4830	-0.00257
2001	15.5002	15.4686	0.03161
2002	15.5459	15.5607	-0.01482
2003	15.5730	15.5882	-0.01521
2004	15.6710	15.6828	-0.01179
2005	15.7061	15.7226	-0.01658
2006	15.7788	15.7475	0.03126
2007	15.8479	15.8309	0.01699
2008	15.8813	15.8825	-0.00129
2009	15.8893	15.8816	0.00771
2010	15.9555	15.9674	-0.01187
2011	15.9855	15.9905	-0.00505

APÊNDICE K – Resultado completo do Modelo estimado

$$\text{Modelo: } l_emp_i = \beta_0 + \beta_1 l_pibpc_i + \beta_2 l_inv_i + \beta_3 l_emp_s_i + \varepsilon_i$$

Variável dependente – l_emp_i			
Variável	Coefficiente	Estatística t	P-valor
C	5,893634	6,336172	0,0000
l_pibpc_i	4,396707	8,833670	0,0000
l_inv_i	-0,915264	-7,105864	0,0000
$l_emp_s_i$	-0,236645	-2,180295	0,0482
R ² ajustado = 0,990955		Durbin-Watson(4,17) = 1,740373	
F (4,12) = 585,2847		P-valor (F) = 0,000000	

Fonte: Elaboração própria a partir da saída de dados do pacote estatístico EViews 7.1