

# Indústria de Transformação da Bahia: algumas evidências das Leis de Kaldor

Leandro Batista Duarte<sup>1</sup>

Recebido em 08 de agosto de 2016. Aprovado em 26 de agosto de 2016.

---

**Resumo:** Este artigo discute a primeira Lei de Kaldor para uma economia regional que propõe a existência de uma relação entre o crescimento da indústria e do produto agregado e a segunda Lei, na qual propõe que à medida que a produção do setor manufatureiro aumenta, há uma forte tendência ao longo do tempo de ocorrer nesse setor crescimento da sua produtividade. O presente artigo também tem como principais objetivos identificar as características gerais da indústria de transformação na Bahia e analisar o processo de evolução desse segmento ao longo dos últimos anos. Dessa forma, foi feito um teste empírico para a indústria de transformação do estado da Bahia, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2013 para o primeiro modelo e de janeiro de 2002 a outubro de 2014 para o segundo. Foram empregados métodos de séries de tempo como o teste de raiz unitário Dickey Fuller Aumentado (ADF) para observar a estacionariedade, teste de Co-integração, teste de Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação e teste de White para heterocedasticidade. Nos resultados, pode-se observar que as leis de Kaldor se aplicam para o estado da Bahia, mostrando a validade das suas proposições no contexto regional.

**Palavras-chave:** Leis de Kaldor; Indústria de Transformação; Economia da Bahia.

**Classificação J.E.L.:** C5; E20

## Bahia Processing Industry: some evidence of the Laws of Kaldor

**Abstract:** This article discusses the first Kaldor Act to a regional economy that proposes the existence of a relationship between the growth of industry and aggregate output and the second Law, which proposes that as the production of the manufacturing sector increases there is a strong over time occur in this sector growth of productivity. This product also has as main objective to identify the general characteristics of the manufacturing industry in Bahia and analyze the process of evolution of this segment over the past few years. Thus, an empirical test for the processing industry of Bahia was made in January 2000 to December 2013 for the first model and from January 2002 to October 2014 for the second. They were employed time series methods such as unit root test Dickey Fuller (ADF) to observe the stationarity, Co-integration test, Multiplier test Lagrange (LM) for autocorrelation and White test for heteroscedasticity. In the results, it can be observed that the laws of Kaldor apply to the state of Bahia, showing the validity of their proposals in the regional context.

**Keywords:** Kaldor Laws; Transformation industry; Economics of Bahia.

**J.E.L Code:** C5; E20

---

<sup>1</sup> Doutorando em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Mestre em Economia pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Graduação em Economia pela Universidade Estadual de Santa Cruz (UESC). Email: leandro.duarte1@hotmail.com

## 1. Introdução

A economia baiana, ao longo da última década, tem apresentado um desempenho positivo, alcançando resultados superiores aos registrados para o conjunto do país. De acordo com dados divulgados pela Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais da Bahia (SEI), o estado conseguiu aumentar a sua participação no Produto Interno Bruto brasileiro de 4,2%, em 1996, para 4,6%, em 2002. Ao longo desse período, enquanto o PIB do país cresceu a uma taxa acumulada de 12,3%, que equivale a um índice médio de expansão anual de cerca de 2,0%, a economia baiana cresceu aproximadamente 17,6%, taxa correspondente a um incremento médio anual do produto de 2,7%. Parte desse diferencial deveu-se ao desempenho da atividade de transformação industrial, cuja expansão do valor agregado bruto proporcionou, entre 1996 e 2002, uma ampliação da participação relativa do estado na indústria de transformação no Brasil de 3,5% para 5,0%, o maior índice até então registrado (UDERMAN, 2005).

Dessa forma, entre 2001 e 2005 a participação da Indústria no Valor Adicionado Bruto (VAB)<sup>2</sup> do estado da Bahia, apresentou trajetória de crescimento, saindo de 27,1% até 32,2%, maior percentual da série iniciada em 2000. Entre 2005 e 2008, contudo, a participação se reduziu até alcançar 28,0%. A partir de então, veio em trajetória de crescimento, ainda que suave, até alcançar 30,3% de participação em 2010 (DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS, 2013).

Com essa evolução, o PIB baiano registrou uma alta de 3,3% no primeiro semestre do ano de 2013. Os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) apontam que a média no estado supera a nacional, em 2,6% no mesmo período. Assim como ocorreu no primeiro trimestre de 2013, a indústria de transformação se destacou como impulsionador tanto do setor quanto do conjunto da economia. Segundo as informações da Secretaria de Planejamento, a indústria de transformação, que engloba petroleiras e químicas, por exemplo, registrou crescimento de até 10,6%, com destaque à expansão de 14,3% no refino de petróleo, 11,2% em produtos químicos, 35,6% na metalurgia básica e 29,3% em veículos automotores.

Em janeiro de 2013 a taxa anual da produção física da indústria de transformação da Bahia alcançou 4,5%, mesmo nível de crescimento registrado em dezembro de 2012, mantendo-se a trajetória de recuperação da atividade produtiva industrial. Na comparação de janeiro de 2013 com o mesmo mês do ano anterior, a produção física da indústria de transformação baiana apresentou crescimento de 7,8% (contra 5,9% da média do Brasil).

Esse expressivo incremento implicou um aumento notável da participação da indústria de transformação no PIB estadual. Assim, a atividade de transformação industrial assume uma posição nunca antes ocupada na economia baiana, ao tempo em que atravessa um processo de reestruturação intenso e significativo.

O tema proposto para análise é a configuração de forma quantitativa do mercado de trabalho da economia baiana da indústria de transformação, visando contribuir para o

---

<sup>2</sup> Valor que a atividade agrega aos bens e serviços consumidos no seu processo produtivo. É a contribuição ao produto interno bruto pelas diversas atividades econômicas, obtida pela diferença entre o valor bruto de produção do ano (t), e o consumo intermediário do ano (t), ambos a preços do ano anterior (t-1), em relação ao valor corrente do valor bruto da produção do ano (t-1) e do valor corrente do consumo intermediário do ano (t-1), absorvido por essas atividades (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2014).

enriquecimento das discussões acerca das evidências empíricas e para os fundamentos dos modelos teóricos, no sentido de compreender como as variáveis analisadas neste trabalho se relacionam ao longo do tempo, bem como verificar o poder de explicação do referencial teórico utilizado neste trabalho. Nestes termos, o presente estudo coloca em questão a política econômica adotada pelo governo brasileiro e pelos formuladores de políticas setoriais do Estado da Bahia nos últimos anos.

Para uma melhor compreensão do assunto, o artigo tem como base as Leis de Kaldor, principalmente a primeira lei que trata da relação positiva entre o crescimento da indústria e o crescimento do produto agregado, daí quanto maior a taxa de crescimento da indústria, maior será a taxa de crescimento do produto nacional e a lei Kaldor-Verdoorn, que estabelece uma relação de causalidade entre a taxa de crescimento da produtividade e a taxa de crescimento da produção, onde um aumento na produção, induzido pelo aumento da demanda, provoca um aumento na produtividade em setores onde se verifica a presença de economias de escala dinâmicas (THIRLWALL, 1983 apud FEIJÓ & CARVALHO, 2002).

Kaldor acreditava que, em estágios mais avançados de desenvolvimento econômico, o crescimento do produto nacional seria determinado pela expansão da demanda por exportações, este por sua vez, seria determinado pelo crescimento da indústria de transformação. Esse padrão de desenvolvimento econômico levaria a um processo cumulativo do crescimento em função dos retornos crescentes presentes na indústria de transformação (LAMONICA & FEIJÓ, 2007).

O artigo tem como principal objetivo apresentar evidências empíricas da primeira e segunda Lei de Kaldor, analisando a indústria de transformação da Bahia no período de 2000 a 2013 e 2002 a 2014, respectivamente.

Embora não se tenha pretendido realizar um estudo exaustivo acerca dos movimentos estruturais observados, espera-se chamar a atenção para alguns fatos e tendências importantes para caracterizar a trajetória baiana, utilizando como referência a dinâmica de evolução da indústria de transformação no Brasil. Procura-se, na medida do possível, elucidar fatos ou levantar hipóteses explicativas para o comportamento verificado em alguns segmentos industriais, lançando mão de informações referentes às estratégias de atração de indústrias implementadas pelo setor público na Bahia e aos investimentos realizados ao longo do período.

O artigo estrutura-se em quatro seções, além da presente introdução. Na primeira delas, apresenta uma evolução da atividade de transformação industrial na Bahia e as Leis de Kaldor. A segunda apresenta os aspectos metodológicos utilizado no trabalho. A terceira seção apresenta o resultado dos modelos estimados. Na quarta seção, por fim, sistematizam-se as principais conclusões do trabalho.

## **2. Referencial Teórico**

### **2.1 Evolução da indústria de transformação na Bahia**

A indústria de transformação baiana apresenta-se ainda concentrada em torno de segmentos marcados por processos produtivos intensivos em capital, especializados na

fabricação de bens intermediários, destinados, em grande medida, a abastecer os mercados das regiões mais dinâmicas do país (UDERMAN, 2005). Essa configuração decorre da trajetória seguida pela indústria estadual, desencadeada, ainda na década de 1950, pela implantação da Refinaria Landulpho Alves (RLAM) na Região Metropolitana de Salvador (RMS).

Nos anos 1960, o estabelecimento de unidades produtoras no Centro Industrial de Aratu (CIA), também na RMS, estimulou o processo de expansão da atividade industrial no estado e fortaleceu a rede de infraestrutura disponível nas imediações de Salvador. Em 1971, o Governo Federal definiu, a partir de estudos de viabilidade previamente realizados, a localização do segundo polo petroquímico do Brasil, a ser implantado em Camaçari, município próximo à capital do estado. Além das condições técnicas existentes na Bahia (que dispunha da maior produção nacional de petróleo e da primeira refinaria da Petrobrás instalada no país), os objetivos de redução das disparidades regionais influenciaram essa decisão (TEIXEIRA; GUERRA, 2000), que se apoiava também em estudos desenvolvidos no âmbito do sistema de planejamento estadual e em fortes pressões políticas exercidas a partir do final dos anos 1960 (EVANS apud UDERMAN, 2005). Em 1980, foi criada a Mineração Caraíba, que deu início à produção de concentrado de cobre na Bahia. Dois anos mais tarde, entrou efetivamente em operação a metalurgia Caraíba Metais, localizada na área do polo petroquímico de Camaçari.

Estima-se que a RMS, por sua vez, tenha expandido significativamente a sua participação na economia baiana entre 1975 e 1985, o que pode ser atribuído, sobretudo, ao estrondoso crescimento observado em Camaçari a partir do início das operações do polo petroquímico (CAVALCANTE, 2004). Convém ressaltar que, se por um lado, a concentração da base produtiva industrial nas imediações de Salvador sustenta uma estrutura territorialmente desequilibrada, por outro apresenta certa funcionalidade, considerando-se a histórica limitação de recursos e o custo de oportunidade de sua aplicação. De fato, a existência de uma área industrial mais densa, dotada de melhor infraestrutura física e marcada pela possibilidade de estabelecimento de vínculos interindustriais passíveis de impulsionar novos empreendimentos, gerou externalidades e economias de aglomeração, criando condições para a realização de investimentos que provavelmente não se concretizariam sob outras condições (UDERMAN; MENEZES, 1998).

Segundo Uderman (2005), embora a maturação dos investimentos iniciados ainda na década de 1970 tenha conseguido sustentar, na primeira metade dos anos 1980, índices de expansão satisfatórios na Bahia, o agravamento das condições macroeconômicas e os reflexos da política restritiva implementada em nível federal não tardaram a se fazer notar. O período que compreende a década de 1980 e se estende até meados dos anos 1990, de fato, foi profundamente marcado pela desaceleração econômica provocada pelo segundo choque do petróleo, pela crise da dívida externa brasileira e pelas dificuldades enfrentadas no que se refere ao controle inflacionário e ao ajuste fiscal. Nesse contexto, as preocupações federais com as desigualdades regionais foram relegadas a segundo plano, ao tempo em que o foco da atuação do Estado se deslocou, subordinando os planos de desenvolvimento e os esforços de industrialização aos objetivos mais imediatos de estabilização de preços e ajuste das contas públicas. Isso resultou, ao longo do tempo, na deterioração das ferramentas de política industrial e das instituições de desenvolvimento regional existentes, debilitando as estruturas e as ações de planejamento e estímulo ao crescimento econômico.

A Bahia, utilizando-se intensamente dos mecanismos fiscais de atração de investimentos industriais, ingressou, a partir de meados da década de 1990, numa fase marcada por um acelerado crescimento da atividade de transformação, que repercutiu no aumento da participação estadual no VAB desse segmento computado para o Brasil. Segundo Menezes (2001), a implementação dessa estratégia foi possível graças aos esforços de saneamento fiscal e financeiro do Estado, decorrentes de medidas instituídas desde o início da década de 1990. Além disso, o autor credita também o sucesso da política de atração de investimentos industriais da Bahia – num contexto de acirrada disputa fiscal por novos projetos produtivos – à sua posição geográfica, estrategicamente localizada entre os mercados do Nordeste e do Sudeste do país, às expectativas de crescimento do mercado nordestino, propiciadas pela interrupção do processo inflacionário, e à existência de uma base produtiva anteriormente instalada na RMS. Em alguns casos específicos, pode-se também acrescentar, a esse elenco de fatores favoráveis à expansão da indústria estadual, a existência de um sistema portuário capaz de respaldar uma estratégia empresarial que envolva o acesso a mercados internacionais (UDERMAN, 2005).

Assim, além das ações públicas implementadas e do ambiente macroeconômico e institucional vigente, elementos provenientes da própria base econômica estadual, caracterizada pela existência de um parque industrial consolidado, envolto numa rede de infraestrutura relativamente densa e qualificada na RMS, justificam a expansão industrial observada na Bahia a partir de 1996. No bojo dessa expansão, observa-se um importante movimento de reestruturação produtiva, que merece ser analisado com maior rigor, não apenas pelos resultados até aqui percebidos, mas também pelas tendências e perspectivas que já se fazem antever.

Buscando analisar a indústria de transformação da Bahia entre os anos de 2002 a 2012, pode-se observar alterações desse setor para a economia. A indústria de transformação baiana apresentou uma tendência a diminuir sua participação do valor adicionado bruto em relação ao Brasil, portanto, não contribuindo de forma relativamente intensa para a agregação de valor e a geração de postos de trabalho. Percebe-se que em 2009 apresentou sua maior participação, porém com o reflexo da crise, nos anos de 2011 e 2012 houve uma queda intensa, alcançando um percentual de 2,64% de participação apenas (TABELA 1).

**TABELA 1** – Valor adicionado bruto a preços básicos por atividade econômica da indústria de transformação, Brasil, Nordeste e Bahia, 2002-2012.

Ano	Brasil	Nordeste	%	Bahia	%
2002	214.562	20.821	9,70	8.352	3.89
2003	264.955	25.026	9.44	9.368	3.53
2004	320.223	27.760	8.66	11.211	3.50
2005	333.296	30.517	9.15	13.188	3.95
2006	353.387	32.447	9.18	13.003	3.67
2007	389.619	34.445	8.84	13.281	3.40
2008	429.063	37.668	8.77	13.799	3.21
2009	465.264	44.742	9.61	19.631	4.21
2010	523.616	48.735	9.30	21.235	4.05
2011	515.441	45.065	8.74	14.573	2.82
2012	482.494	44.646	9.24	12.782	2.64

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2014).

A partir do início da década de 1990, a súbita exposição à competição externa, num período marcado por condições macroeconômicas desfavoráveis e pelo enfraquecimento dos mecanismos federais de estímulo ao desenvolvimento regional, evidenciou as fragilidades da indústria de transformação baiana, caracterizada por uma reduzida escala empresarial e produtiva em relação aos padrões internacionais (CAVALCANTE, 1998). No geral, pode-se afirmar que a Bahia é um estado, cuja base de transformação industrial, apresenta-se muito mais intensiva em capital, característica que se tem acentuado ao longo dos últimos anos. Assim, o perfil da indústria de transformação da Bahia cada vez mais se afasta do padrão de indústria vigente na região Nordeste e em seus principais estados.

## 2.2 Leis de Kaldor

Em 1966, Nicholas Kaldor (1994) apresentou um estudo empírico relacionando as diferentes taxas de crescimento de 12 economias capitalistas avançadas no período 1953/54-1963/64, devido ao baixo crescimento da economia britânica. As evidências empíricas encontradas no estudo do desempenho dos países passaram a ser reconhecidas como Leis de Crescimento de Kaldor (BRAGA & MARQUETTI, 2007). Seus objetivos eram analisar quais motivos levariam um país a apresentar baixo desempenho, no que diz respeito ao crescimento econômico e analisar como o crescimento entre países e regiões era tão diferenciado (MORRONE, 2006).

A primeira lei identifica a indústria como o “motor do crescimento” por ser o setor mais dinâmico e difusor de inovações. As intra e inter-relações da indústria com os demais setores induzem a um aumento na produtividade dentro e fora dela. A primeira lei de Kaldor afirma que existe correlação entre a taxa de crescimento do PIB ( $g$ ) e a taxa de crescimento da produção manufatureira ( $g_m$ ), ou seja:

$$g = b_0 + b_1 \cdot g_m \quad (1)$$

onde:  $g$  é a taxa de crescimento dos demais setores da economia,  $g_m$  é a taxa de crescimento da produção de manufaturas.

A partir dessa equação, Kaldor considerou o setor manufatureiro como indutor do processo de crescimento econômico, visto que seria o motor do processo de crescimento dos países. Kaldor considerava a restrição na oferta de mão de obra, como sendo o principal fator para o fraco crescimento da produtividade industrial na economia do Reino Unido. Portanto, a inelasticidade da oferta de trabalho no Reino Unido causava o reduzido crescimento industrial que, por indução, diminuía seu crescimento econômico (MORRONE, 2006).

Essa relação foi explicada pela existência de economias de escala, ou retornos crescentes, que provocavam o aumento da produtividade em resposta ao crescimento da produção total. Com isso, Kaldor procurou evidenciar empiricamente essa explicação, dando origem a mais uma lei (BRAGA & MARQUETTI, 2007).

A discussão acerca da Lei de Kaldor-Verdoorn inicia-se justamente através de considerações sobre a importância do setor industrial para o crescimento econômico de um país ou região. Isto se dá porque, entre as manifestações mais importantes do processo de crescimento, merecem destaque as transformações que ocorrem ao longo do tempo na estrutura produtiva. Tais transformações provocam alterações bastante significativas na composição da demanda, aumentando a participação dos produtos manufaturados. Ademais, são maiores os estímulos para a adoção de novos processos produtivos e para a criação de novos produtos, gerando, assim, relevantes avanços no lado da oferta. Tal processo como um todo beneficia o crescimento da produtividade industrial de uma forma bem mais intensa que em outros setores (MARINHO; NOGUEIRA & ROSA, 2002).

A relação entre o crescimento da produtividade do setor manufatureiro e o crescimento de sua produção é conhecida como lei de Verdoorn. A causalidade viria do crescimento da produção industrial ( $g_m$ ) para o crescimento da produtividade do trabalho desse setor ( $p_m$ ):

$$p_m = a + bg_m \quad (2)$$

onde:  $a$  é a parcela da taxa de crescimento exógeno da produtividade industrial, que independe do crescimento da produção industrial (sendo explicada pelo investimento em capital humano e por outros fatores) e  $b$  é o coeficiente de Verdoorn.

Pela lei de Verdoorn, parte substancial da produtividade da indústria seria endógena, pela existência de rendimentos crescentes à escala. O aumento da produção aproveitaria melhor a capacidade produtiva da economia, não constituindo simples resultado da expansão dos investimentos. Quando a indústria cresce, ela drena mão de obra e outros recursos parcialmente ociosos nos setores de mais baixa produtividade, que apresentam rendimentos decrescentes, como a agricultura, aumentando a produtividade média da economia (SOUZA, 2009).

O processo de causalidade cumulativa decorre da existência no setor industrial de retornos crescentes de escala dinâmicos, resultantes do progresso técnico induzido pela expansão da produção. As economias de escala originam-se da descoberta de novos processos produtivos, aumento da diferenciação entre produtos e de novas indústrias subsidiárias. A presença de economias de escala eleva o nível de produtividade industrial, significando maiores lucros para as firmas e dessa forma uma maior capacidade de investimento. Assim, a expansão da indústria de transformação estimularia o aumento da produtividade e contribuiria para acelerar a taxa de mudança tecnológica de toda a economia, aumentando sua competitividade no mercado externo (LAMONICA & FEIJÓ, 2007).

### 3. Aspectos Metodológicos

#### 3.1 Formalização do modelo econométrico para a primeira Lei de Kaldor

Quanto à parte econométrica o modelo estimado está na forma de logaritmo, para assim analisar a elasticidade entre as variáveis. Quanto à fonte de dados, a pesquisa utilizou dados secundários de órgãos oficiais como o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio

Exterior. A periodicidade dos dados foi de janeiro de 2000 a dezembro de 2013, sendo 168 observações.

Para a equação estimada foi utilizada as importações mensais totais da Bahia como *proxy* do Produto Interno Bruto e as importações mensais manufatureira da Bahia como *proxy* do produto da indústria de transformação, uma vez que o PIB é dado trimestralmente, sendo necessário dados mensais para ter um número significativo de observações. Nesse contexto, as variáveis foram deflacionadas pelo índice IPA (dólar). Segundo Vanegas & Croes (2000), além de renda, variáveis que captam nível de atividade econômica também podem ser utilizadas como *proxies* para representar variáveis no modelo. Esse procedimento foi utilizado em conformidade com diversos estudos anteriores como Oliveira (2009); Dos Santos, De Sousa, Jacinto e Tejada (2011); Gomes e Fantinel (2012); Feistel, Hidalgo e Zuchetto (2015) entre outros.

Os sinais esperados para as estimativas dos parâmetros são os seguintes: relação positiva entre o crescimento da indústria e o crescimento do produto agregado, daí quanto maior a taxa de crescimento da indústria, maior será a taxa de crescimento do produto nacional.

Com isso, a equação estimada para a primeira lei de Kaldor foi a seguinte:

$$\ln g_y = a + b \ln g_m + \varepsilon \quad (3)$$

Onde:

$g_y$  = taxa de crescimento da produção

$g_m$  = taxa de crescimento do setor manufatureiro

$\varepsilon$  = termo de erro que atenda às hipóteses do modelo clássico de regressão linear

O modelo foi estimado por uma regressão de longo prazo normalizada por Johansen. Também foi retirada a sazonalidade da série através do método das Médias Móveis. Neste método, cada ponto da nova série modelada é calculado como sendo a média dos valores das  $m$  observações anteriores. Todas as observações são ponderadas pelo mesmo valor ( $1/m$ ).

### 3.2 Modelo da segunda Lei de Kaldor

A equação estimada é a relação de causalidade entre a taxa de crescimento da produtividade e a taxa de crescimento da produção. O sinal esperado para a estimativa do parâmetro é um valor positivo.

$$\ln p_m = a + b \ln g_m + \varepsilon \quad (4)$$

Onde:

$p$  = taxa de crescimento da produtividade da indústria de transformação

$g$  = taxa de crescimento da indústria de transformação

$a$  = parcela da taxa de crescimento exógeno da produtividade industrial

$b$  = coeficiente de Verdoorn

$m$  = indica que os dados se referem ao setor de manufaturas



O modelo estimado utilizou o índice do valor real da produção da indústria de transformação da Bahia como uma *proxy* para se avaliar o comportamento da produção desta indústria.

Para calcular a produtividade do trabalho, existem duas formas, divide-se a produção física pelo pessoal ocupado na produção ou pelo número de horas pagas. O cálculo utilizado neste trabalho foi o da divisão da produção física industrial pelo pessoal ocupado, onde a produção física industrial, refere-se à Produção Industrial Mensal-Produção Física (PIM-PF) consultada no IBGE.

Em alguns estudos são utilizadas horas pagas na produção, no entanto, ao utilizar o número de horas pagas como denominador poderia-se subestimar a produtividade do trabalho, porque as horas pagas incluem horas que não são efetivamente trabalhadas em função de férias, feriados, licenças, absenteísmo etc. (CACCIAMALLI; BEZERRA apud TEIXEIRA; SOUZA, 2007). Sabe-se que o número de horas efetivamente trabalhadas é o melhor indicador para que seja calculada a produtividade do trabalho.

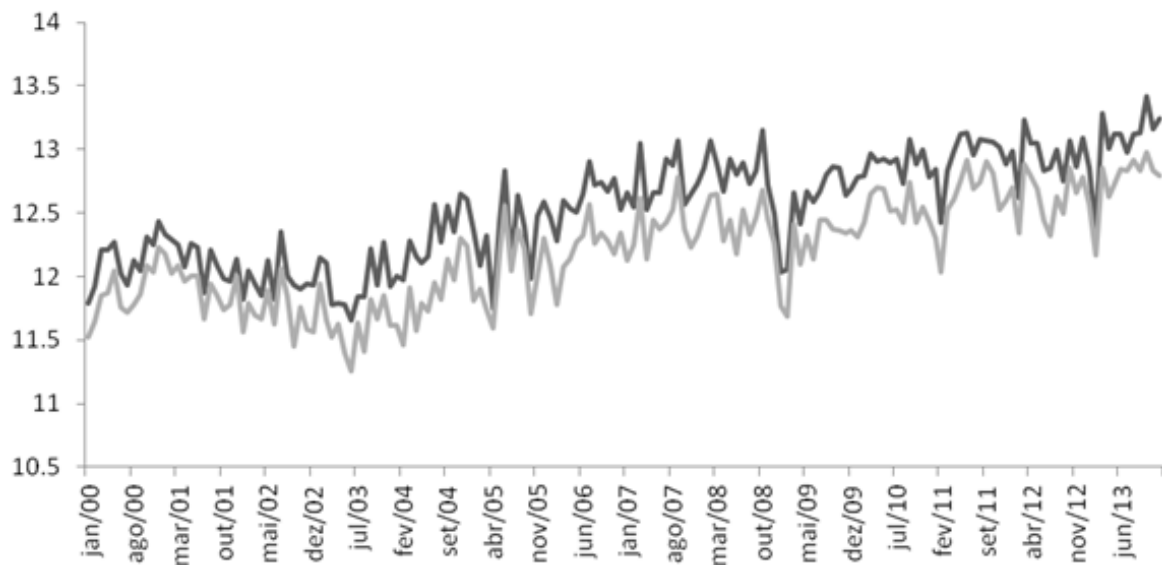
Os dados brutos utilizados são os da pesquisa industrial mensal do IBGE. Estes dados são mensais e apresentados sob a forma de um índice no período de janeiro de 2002 a outubro de 2014. Ressalta-se que todos os indicadores cujos comportamentos serão analisados (produção e produtividade média) são apresentados em forma de logaritmo e foram dessazonalizados de forma que o seu comportamento de longo prazo fosse captado sem sofrer as influências das variações sazonais. O método de ajustamento sazonal utilizado foi o processo multiplicativo das razões de médias móveis e a regressão foi estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Conforme Morettin e Toloí (2006), dentre as razões para se transformar séries originais em dessazonalizadas está em estabilizar a variância, pois é comum, em séries econômicas e financeiras, a existência de tendências. Além disso, pode ocorrer um acréscimo da variância da série (ou de suas diferenças) com o passar do tempo. Os autores acrescentam que outra razão para realizar transformações é conseguir uma distribuição mais simétrica e próxima da normal para as séries.

#### **4. Análise da estacionariedade, autocorrelação e heterocedasticidade**

##### **4.1 Primeira Lei de Kaldor**

Através da análise dos gráficos do comportamento da taxa de crescimento do PIB, a preços de mercado, e da taxa de crescimento do PIB da indústria de transformação, pode-se perceber que a série não é estacionária, visto que apresenta mudanças de nível (FIGURA 1).



**FIGURA 1** – Comportamento do logaritmo da taxa de crescimento do PIB e da taxa de crescimento do PIB da indústria de transformação da Bahia, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2013.

**Fonte:** Elaboração própria com base nos dados do MDIC (2014).

Além da análise gráfica, o estudo utilizou o teste estatístico formal para comprovar a não-estacionariedade da série, sendo utilizado o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF). Primeiramente foi necessário saber o número de defasagens da série através dos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SBC) e Hannan-Quinn (HC) como mostrado na TABELA 2.

**TABELA 2** – Estatística dos critérios para o número de defasagens do modelo da primeira Lei de Kaldor.

Variáveis	Lags	AIC	HC	SBC
$\ln g_y$ $\ln g_m$	0	-4.68272	-4.52926	-4.30469
	1	-1.6075	-1.56146	-1.49409
	2	-1.80634	-1.72961*	-1.61733*
	3	-1.82591*	-1.71848	-1.56129
	4	-1.80319	-1.66507	-1.46296

**Fonte:** Estimativas realizadas pelo autor.

(\*) Escolha da quantidade de defasagens utilizadas.

Pelo resultado, comprova-se que a série é não estacionária, uma vez que o valor calculado foi menor que o valor crítico, aceitando, nesse caso, a hipótese nula de presença de uma raiz unitária (TABELA 3).

**TABELA 3** - Teste de Dickey-Fuller aumentado para a primeira Lei de Kaldor\*.

Variáveis	Estatística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
$\ln g_y$	-1.488	-3.489	-2.886	-2.576
$\ln g_m$	-1.875	-3.489	-2.886	-2.576

Fonte: Estimativas realizadas pelo autor.

\*Valores críticos de MacKinnon para a rejeição da hipótese de raiz unitária.

Nesse caso, foi necessário determinar a ordem de integração das séries, cabe agora determinar se elas são cointegradas ou não. Para que duas séries sejam cointegradas é preciso que estas tenham a mesma ordem de integração. Assim, antes da realização de qualquer teste a fim de verificar a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, é necessário certificar-se de que as mesmas são integradas de mesma ordem. Para esse teste, foi utilizado o método de Johansen.

A relação de longo prazo pode ser verificada através do *rank*, o qual leva a rejeitar a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração ( $r=0$ ), ao considerar a estatística calculada maior do que a tabelada ao nível de confiança de 99%. Enquanto a hipótese nula de que existe um vetor de co-integração deve ser aceita ao nível de 99%, pois o valor desta estatística é menor do que a tabelada, confirmando, assim, a existência de um vetor de co-integração no modelo (TABELA 4).

**TABELA 4** – Teste de Co-integração de Johansen para a primeira Lei de Kaldor.

rank	Estatística do Traço	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%
0	44.9487	20.04	15.41
1	5.9816*	6.65	3.76
2			

rank	Máximo Auto-Valor	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%
0	38.9671	18.63	14.07
1	5.9816	6.65	3.76
2			

Fonte: Estimativas realizadas pelo autor.

\*Apresenta co-integração ao nível de 1%.

Feito o teste, verificou-se que no modelo houve presença de um vetor de cointegração a 1% de significância, o que preconiza a Lei de Kaldor, existindo uma relação de longo prazo entre a taxa de crescimento do PIB com a taxa de crescimento do PIB da indústria de transformação. Isso também indica que o modelo foi estimado por uma regressão de longo prazo normalizada por Johansen.

A regressão também apresentou problemas de autocorrelação e heterocedasticidade, sendo testados através dos métodos de Breusch-Godfrey (Multiplicador de Lagrange) e teste de White, rejeitando ambos a hipótese nula, respectivamente (TABELA 5).

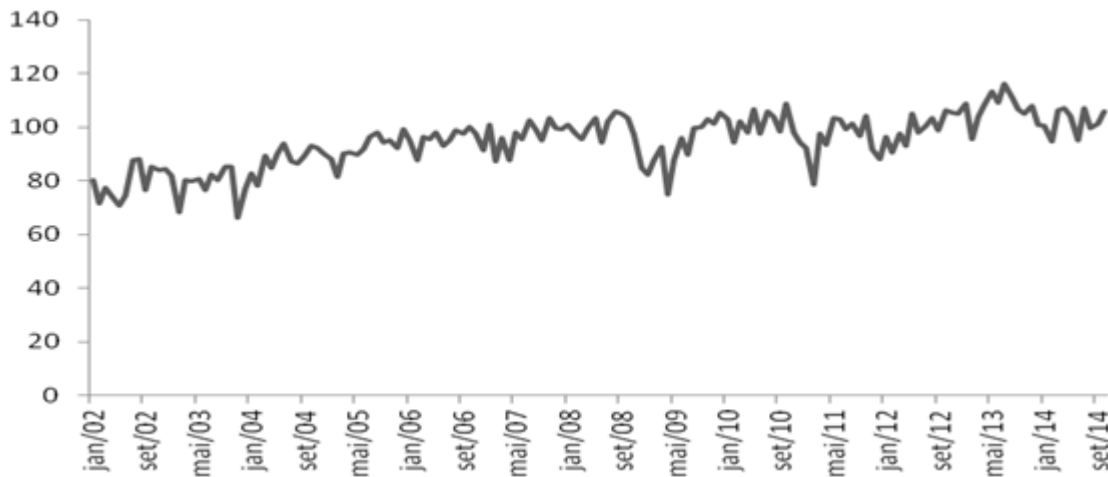
**TABELA 5** – Testes Breusch-Godfrey (Multiplicador de Lagrange) e White para a 1ª Lei.

Testes	Prob > $\chi^2$	P-valor	Hipótese Nula
<b>BG</b>	0.0001*	-	Ausência de autocorrelação
<b>White</b>	-	0.0253**	Homocedasticidade

Fonte: Estimativas realizadas pelo autor.  
 Rejeitou a hipótese nula ao nível de 1%(\*) e 5%(\*\*).

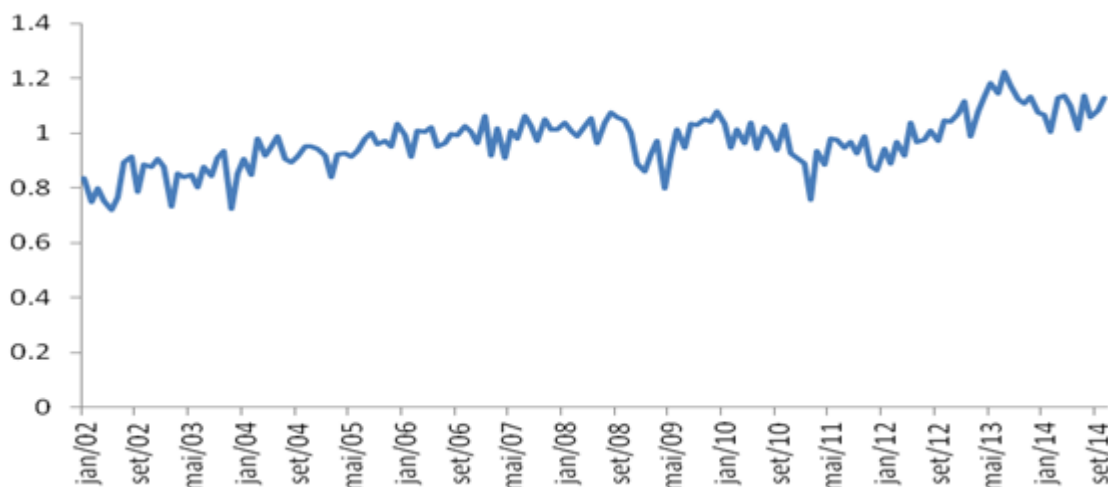
#### 4.2 Segunda Lei de Kaldor

Adicionalmente, antes de se estabelecer qualquer modelagem para as variáveis em questão, é interessante que se analisem as propriedades estocásticas das referidas séries. Neste sentido, as FIGURAS 2 e 3 descrevem graficamente o comportamento das duas variáveis ao longo do tempo.



**FIGURA 2** – Comportamento da taxa de crescimento da produção física da indústria de transformação da Bahia, no período de janeiro de 2002 a outubro de 2014.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2014).



**FIGURA 3** – Comportamento da taxa de crescimento da produtividade da indústria de transformação da Bahia, no período de janeiro de 2002 a outubro de 2014.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2014).

Observa-se um comportamento crescente de ambas as séries durante todo o período analisado, não sofrendo um tipo de quebra estrutural. Assim, esta evidência parece mostrar que as séries são estacionárias e que apresentam uma relação, como preconiza a Lei de Kaldor-Verdoorn. Para a confirmação estatística da estacionariedade da série, realiza-se então, o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF). A TABELA 6 mostra os resultados dos testes para as variáveis da equação estimada. Comparando-se os valores obtidos do teste (ADF) com os valores críticos de Mackinnon, conclui-se pela rejeição da hipótese nula de que as séries apresentam raízes unitárias, ou em outras palavras, as séries podem ser consideradas estacionárias. Para a obtenção destes resultados, realizou-se este teste com uma a quatro defasagens. O que apresentou a menor estatística de acordo com os critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SBC) e Hannan-Quinn (HC) foi o teste com três defasagens para ambas as variáveis.

**TABELA 6** - Teste de Dickey-Fuller aumentado para a segunda Lei de Kaldor.

Variáveis	Estatística do teste	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
$\ln p_m$	-2.844	-3.493	-2.887	-2.577*
$\ln b_{gm}$	-2.774	-3.493	-2.887	-2.577*

Fonte: Estimativas realizadas pelo autor.

\*Valores críticos de MacKinnon para a rejeição da hipótese de raiz unitária.

Para o teste de Breusch-Godfrey (Multiplicador de Lagrange), verificou-se se há autocorrelação. O problema da autocorrelação surge quando a hipótese de que os erros são serialmente não autocorrelacionados não é obedecida. Primeiro, verificou o número de defasagem do resíduo através dos critérios de informação de Akaike e Schwarz. Para esse caso, rejeitou-se a hipótese nula de ausência de autocorrelação (TABELA 7).

Quanto ao teste de White para verificar se há no modelo heterocedasticidade, rejeitou-se a hipótese nula, sendo necessário realizar uma correção robusta de Newey-West, resolvendo o problema da autocorrelação do erro ao mesmo tempo. O problema da heteroscedasticidade surge quando a hipótese de que os erros apresentam variância constante não é válida, ou seja, os erros não são homocedásticos.

**TABELA 7** – Testes Breusch-Godfrey (Multiplicador de Lagrange) e White para a 2ª Lei.

Testes	Prob > $\chi^2$	P-valor	Hipótese Nula
BG	0.000*	-	Ausência de autocorrelação
White	-	0.0468**	Homocedasticidade

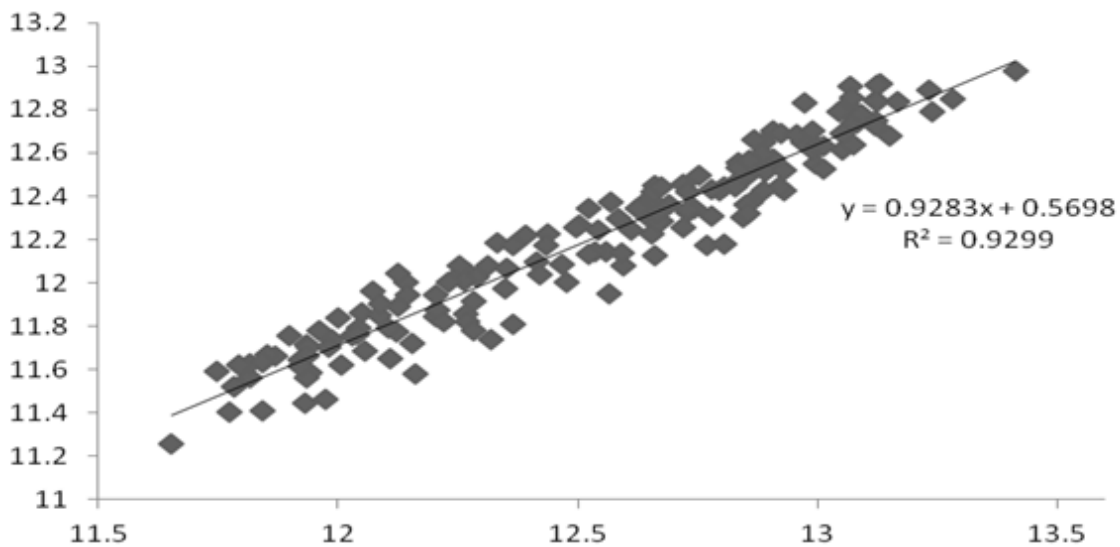
Fonte: Estimativas realizadas pelo autor.

Rejeitou a hipótese nula ao nível de 1%(\*) e 5%(\*\*).

### 4.3 Análise dos modelos estimados

A primeira lei de Kaldor afirma que o crescimento da economia é função do crescimento da indústria de transformação. Para testar essa lei, efetuou-se uma regressão da taxa de crescimento do PIB a preços de mercado ( $g_p$ ) em função da taxa de crescimento do PIB da

indústria de transformação ( $g_m$ ), com 168 observações. A FIGURA 4 mostra essa relação através do gráfico de dispersão.



**FIGURA 4** – Relação entre o logaritmo da taxa de crescimento do PIB e a taxa de crescimento do PIB da indústria de transformação da Bahia, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2013.

**Fonte:** Elaboração própria com base nos dados do MDIC (2014).

O coeficiente de determinação ( $R^2$ ) foi igual a 92,99%, sendo significativo a declividade a 1%. Essa relação do crescimento do PIB baiano está fortemente correlacionada com o crescimento da indústria de transformação.

O modelo da primeira Lei de Kaldor foi estimado através da regressão de longo prazo normalizada por Johansen. A análise do vetor co-integrante normalizado revela que esta relação de equilíbrio de longo prazo é dada pela expressão:

$$g_y = 0,37 - 1.05g_m \quad (5)$$

Na estimação final do modelo de longo prazo normalizado por Johansen todos os parâmetros devem ter seu sinal invertido. Assim, verifica-se que existe uma correlação positiva entre a taxa de crescimento do PIB e a taxa de crescimento do PIB da indústria de transformação da Bahia no longo prazo, visto que o  $p > |z|$  é de 99,8%, rejeitando a hipótese nula de que o modelo está em equilíbrio de curto prazo.

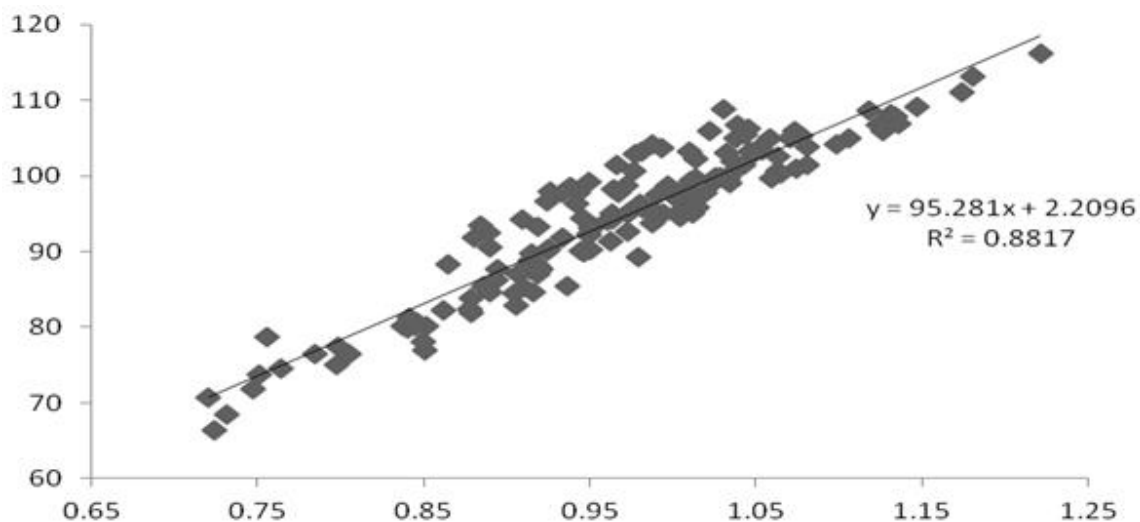
Nesse contexto, deve-se interpretar o parâmetro da seguinte forma: 0,03% das discrepâncias entre o  $\ln g_y$  de longo prazo e o de curto prazo são corrigidas dentro de um período. Além disso, cabe ressaltar que para que haja a correção do erro é necessário que o parâmetro esteja contido no intervalo  $]-1,1[$ . Caso contrário, a série será explosiva, ou seja, o valor defasado de  $\ln g_y$  é elevado demais para estar em equilíbrio (TABELA 8).

**TABELA 8** - Coeficientes de cointegração normalizados: uma equação de co-integração.

$\ln g_y$	$\ln g_m$	C	P-valor
1,0000	-1.056667 (.0352814)	.3795575	0.000

Fonte: Estimativas realizadas pelo autor.

A FIGURA 5 mostra uma relação entre a taxa de crescimento da produtividade e a taxa de crescimento da produção física da indústria de transformação do estado da Bahia. Pode-se observar que as variáveis apresentam uma correlação crescente, ou seja, apresentam uma relação diretamente proporcional com um  $R^2$  aproximadamente de 0,88. Esse valor indica que cerca de 88% da taxa de crescimento da produtividade pode ser explicada pela produção física, o que preconiza a Lei Kaldor-Verdoorn.

**FIGURA 5** – Relação entre a produtividade e a produção física da indústria de transformação da Bahia, no período de janeiro de 2002 a outubro de 2014.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2014).

O modelo estimado foi a equação elaborada da segunda Lei de Kaldor, isto é, a Lei de Kaldor-Verdoorn. Como as variáveis estão em logaritmo, o resultado encontrado refere-se à elasticidade (TABELA 9).

**TABELA 9** – Resultado das estimativas da segunda Lei de Kaldor.

$\ln p_m$	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>  t
$\ln b_{gm}$	.9988003	.0264883	37.71	0.000*
_cons	4.579901	.002861	1600.80	0.000*

$R^2 = 0.8898$

Estat.F=1421.83

Prob-F=0,0000

Fonte: Dados da pesquisa.

Significativo há 1%(\*); 5%(\*\*); 10%(\*\*\*).

Testou-se, a seguir, a segunda Lei de Kaldor, correlacionando-se a taxa de crescimento da produtividade da indústria de transformação ( $p_m$ ) com a taxa de crescimento da indústria de transformação ( $bg_m$ ). O período foi janeiro de 2002 a outubro de 2014 (156 observações). Como resultado, teve-se  $p_m = 4,57 + 0,99g_m$  e  $R^2 = 88\%$ , sendo significativa o intercepto e a declividade (1%). Isso indica que a taxa de crescimento da produtividade da indústria baiana não depende apenas de economias de escala e de fatores exógenos, como investimentos em educação e treinamento da mão de obra. Pelo resultado, o aumento de 1% da produção física, aumentaria em 0,99% a produtividade industrial.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A indústria de transformação da Bahia ingressou, a partir de meados da década de 1990, numa fase marcada por um acelerado crescimento, que repercutiu no aumento da participação estadual no VAB dessa atividade registrado para o Brasil. Além das ações públicas implementadas e do ambiente macroeconômico e institucional vigente, elementos provenientes da própria base econômica estadual, caracterizada pela existência de uma indústria já consolidada, apoiada por uma rede de infraestrutura relativamente densa e qualificada na Região Metropolitana de Salvador, justificam essa expansão (UDERMAN, 2005).

O processo de mudança estrutural da indústria brasileira é, sem dúvida, um processo longo e demorado, mas vem-se consolidando ao longo do tempo, apesar de choques de curto prazo relativamente frequentes por que tem passado a economia baiana ao longo do período analisado. As evidências empíricas da primeira e segunda Lei de Kaldor, verificadas neste artigo, mostram que a estrutura industrial da Bahia vem apresentando um grau de dinamismo.

Quando se considera todo o período amostral (janeiro de 2000 a dezembro de 2013), observa-se que, através da relação cointegrante entre taxa de crescimento do PIB e a taxa de crescimento do PIB da indústria de transformação o efeito de longo prazo do aumento do PIB tem impacto positivo sobre o produto da indústria de transformação baiana, corroborando, assim, a evidência empírica da primeira lei de Kaldor.

Os testes econométricos revelaram a validade da 2ª lei de Kaldor, ou seja, a validade da lei de Kaldor-Verdoorn, em que a produtividade da indústria de transformação é fortemente explicada pelo crescimento da indústria de transformação, isto é, pelas economias de escala da indústria (permitida pela produção para mercados ampliados).

Por último, recomenda-se a continuação desses estudos, tentando adaptar teorias macroeconômicas para economias regionais, e não se restringindo a apenas as duas primeiras Leis de Kaldor. Também seria de fundamental importância, o uso de diferentes metodologias como o uso de modelos econométricos em forma de painel, podendo apresentar melhores resultados.



**REFERÊNCIAS**

BRAGA, L. M; MARQUETTI, A. A. As leis de Kaldor na economia gaúcha: 1980-00. **Ensaios FEE**, Porto Alegre, v. 28, n. 1, p. 225-248, jul. 2007.

CAVALCANTE, L. R. M. T. Crédito e Desenvolvimento Regional: o caso do Banco de Desenvolvimento do Estado da Bahia. 241 f. Tese (Doutorado em Administração) – Escola de Administração, Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2004.

CAVALCANTE, L. R. M. T. **Maturidade Tecnológica e Intensidade em Pesquisa e Desenvolvimento**: o caso da indústria petroquímica no Brasil. Salvador: FIEB, 1998.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS (DIEESE). **Observatório do trabalho da Bahia. A economia baiana nos anos 2000**: uma análise das condições do mercado de trabalho formal na Bahia. Salvador, 2013. Disponível em: <[http://geo.dieese.org.br/bahia/estudos\\_pesquisas.php](http://geo.dieese.org.br/bahia/estudos_pesquisas.php)>. Acesso em: 13 dez. de 2013.

DOS SANTOS, A. M. A; DE SOUSA, E. A; JACINTO, P. A; TEJADA, C. A. O. Elasticidades preço e renda das exportações e importações: uma abordagem através de dados em painel para os estados do Brasil. **Análise**, Porto Alegre, v.22, n.2. p.202-212. Jul./dez. 2011.

FEIJÓ, C. A; CARVALHO, P. G. M. Uma interpretação sobre a evolução da produtividade industrial no Brasil nos anos noventa e as “leis” de Kaldor. (Artigo). **Revista Nova Economia**. Belo Horizonte. v.12, n.2. p.57-78. jul.-dez. de 2002.

FEISTEL, P. R; HIDALGO, A. B; ZUCHETTO, F. B. Determinantes do intercâmbio comercial de produtos agrícolas entre Brasil e China: o caso da soja. **Análise Econômica**, v. 33, n. 63. p.63-89. mar. 2015.

GOMES, É. C.; FANTINEL, V. D. O impacto da taxa de câmbio e da renda mundial nas exportações de calçados gaúchos. IN: ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA, 6., 2012, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: FEE, 2012. 20p. Disponível em: <[http://cdn.fee.tche.br/eeg/6/ mesa14/O\\_Impacto\\_da\\_Taxa\\_de\\_Cambio\\_e\\_da\\_Renda\\_Mundial\\_nas\\_Exportacoes\\_de\\_Calçados\\_Gauchos.pdf](http://cdn.fee.tche.br/eeg/6/ mesa14/O_Impacto_da_Taxa_de_Cambio_e_da_Renda_Mundial_nas_Exportacoes_de_Calçados_Gauchos.pdf)>. Acesso em: 13 dez. de 2014.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Pesquisa industrial mensal. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/industria/2014/pimpfregional/default.shtm>>. Acesso em: 13 dez. de 2014.

LAMONICA, M. T; FEIJÓ, C. A. Crescimento e industrialização no Brasil: as lições das leis de Kaldor. IN: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35.,2007, **Anais...** Recife: Anpec, 2007. 21p. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2007/artigos/A07A053.pdf>>. Acesso em 18 dez. 2015

MARINHO, E. L. L; NOGUEIRA, C. S. G; ROSA, A. L. T. Evidências Empíricas da Lei de Kaldor-Verdoorn para a Indústria de Transformação do Brasil (1985-1997). **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v.56, n.3. p.457-482, jul./set. 2002.

MENEZES, V.. Evolução e alternativas de inserção industrial: uma proposta para a Bahia. **Cadernos de Análise Regional**, UNIFACS, Salvador, v.4, n. 4, p. 43-69. 2001.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC). **Balança Comercial**. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br//sitio/interna/interna.php?area=5&menu=1076>>. Acesso em: 13 dez. 2014.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. de C. **Análise de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: E. Blücher, 2006. 538p.

MORRONE, H. A lei de Kaldor-Verdoorn no Brasil: uma análise dos setores industrial e agropecuário. Porto Alegre, RS: 2006. 121 f. Dissertação (Mestrado em Economia do Desenvolvimento) - Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, Rio Grande do Sul, 2006.

OLIVEIRA, J. P. DE. Um modelo de previsão do saldo da balança comercial brasileira. Brasília, DF: 2009. 76 f. Dissertação (Mestrado Profissionalizante em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade de Brasília, 2009.

SOUZA, N. J. Desindustrialização e Leis de Kaldor: Evolução da produtividade industrial do Brasil, 1980/2008. **Revista de Desenvolvimento Econômico**. Salvador, v.11, n.19. p.14-26. Jan, 2009.

TEIXEIRA, F.; GUERRA, O.. Os 50 anos de industrialização baiana: do enigma a uma dinâmica exógena e espasmódica. **Bahia Análise & Dados**, Salvador, v. 10, n. 1, p. 87-98, jul. 2000.

TEIXEIRA, F. L. C.; SOUZA, C. M.. Crescimento da produtividade, competitividade e reestruturação produtiva na petroquímica brasileira. **Revista Econômica do Nordeste**. Fortaleza, v. 38, n. 4, p. 622-636, out./dez. 2007.

UDERMAN, S.. A indústria de transformação na Bahia: características gerais e mudanças estruturais recentes. **Revista Desenhavia**, Salvador, v. 2, n. 3, p. 7 a 34, set./2005.

UDERMAN, S.; MENEZES, V. Os novos rumos da indústria na Bahia. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 29, n. Especial, p. 715-737, jul. 1998.

VANEGAS, M.; CROES, R., R. Evaluation of demand: US tourists to Aruba. **Annals of Tourism Research**. v. 27, p. 946-963, 2000.