

O aumento da demanda estimula a produtividade? Uma análise de causalidade de Granger para a manufatura brasileira*

Henrique Morrone**

PhD em Economia pela Universidade de Utah, Professor Adjunto da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

Resumo

O objetivo deste artigo é testar a proposição kaldoriana sobre a relação causal entre a demanda manufatureira brasileira e a sua produtividade, conhecida como Lei de Kaldor-Verdoorn, no período 2004-13. Utilizamos a metodologia desenvolvida por Toda e Yamamoto (1995), a fim de verificar a hipótese de não causalidade de Granger. Duas especificações são testadas. Na primeira, é examinada a relação entre a produção manufatureira e a produtividade. Na segunda, é estimada uma equação que capta a interação entre a produtividade, o câmbio e as exportações manufatureiras. Os resultados, para a Lei de Kaldor-Verdoorn, indicam que existe bicausalidade entre a variável produção manufatureira e sua produtividade. Para a segunda especificação, verificamos que apenas a taxa de câmbio Granger-causa a produtividade. Desse modo, não encontramos evidências empíricas de que uma taxa de câmbio desvalorizada estimule o crescimento da produtividade manufatureira brasileira no período analisado.

Palavras-chave

Lei de Kaldor-Verdoorn; manufatura

* Artigo recebido em nov. 2013 e aceito para publicação em jul. 2015.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Elen Azambuja

** E-mail: hmorrone@hotmail.com

Abstract

The main goal of this paper is to test the Kaldorian proposition about the causal relationship between the manufacturing demand and its labor productivity, known as the Kaldor-Verdoorn Law, in Brazil, in the period 2004-13. We employ the method developed by Toda and Yamamoto (1995) to test the hypothesis of no Granger causality. Two specifications are analyzed in this paper. In the first one, we examine the relationship between production and productivity in the manufacturing sector. In the second one, we estimate an equation that captures the relationship between labor productivity, the exchange rate, and the volume of exports. For the first specification, the results indicate that there is bi-causality between the manufacturing production and its productivity. On the other hand, for the second specification, the results suggest that only the exchange rate Granger-causes productivity growth. Therefore, we found no empirical evidence that a devalued exchange rate stimulates the growth of the Brazilian manufacturing productivity in the period under analysis.

Keywords

Kaldor-Verdoorn Law; manufacturing industry

Classificação JEL: O1, B5, C1

1 Introdução

Uma das questões centrais em desenvolvimento econômico se refere ao papel do setor manufatureiro no processo de crescimento dos países. Inicialmente, as tradições pré-clássicas do desenvolvimento, italiana e alemã do século XVIII, enfatizavam a produção manufatureira como fundamental para o desenvolvimento. Posteriormente, Kaldor formulou sua teoria em que a manufatura seria o motor do crescimento das nações. Nessa perspectiva, o crescimento econômico seria induzido pela demanda, sendo esta última uma variável-chave no processo de crescimento. Influenciados por Marx, Keynes e, indiretamente, por Kaldor, teóricos estruturalistas cepalinos, como seus pioneiros Raúl Prebisch e Hollis Chenery, também enfatizaram a indústria como atividade crucial para a geração de crescimento. Para

essa corrente, desenvolvimento econômico consiste em uma mudança estrutural em direção à atividade manufatureira.

Se seguirmos essas linhas teóricas e nos focarmos na evolução recente da produtividade do trabalho manufatureira¹ no Brasil, observamos que, de 2003 a meados de 2008, a produtividade do trabalho apresentou uma tendência positiva de crescimento. Com a crise do *subprime*, uma nova fase marcada pela estagnação da produtividade emergiu.

A partir de 2009, observamos a persistência da estagnação da produtividade do trabalho. Essa tendência de crescimento seguida de estagnação está inserida em um novo contexto macroeconômico e, a partir de 2003, em uma nova estratégia de desenvolvimento nacional baseado na geração de empregos e políticas sociais.

Nesse sentido, cabe investigar os fatores responsáveis pelo arrefecimento do crescimento da produtividade manufatureira no Brasil. Fatores do lado tanto da oferta como da demanda podem explicar a baixa *performance* da manufatura.

O presente trabalho tem como objetivo principal averiguar se a demanda Granger causou a produtividade manufatureira no Brasil, no período 2004-13, ou seja, buscamos examinar a precedência temporal entre essas variáveis. Ademais, pretendemos verificar o sentido da causalidade entre o volume de exportações manufatureiras, a taxa de câmbio e a produtividade do trabalho desse setor. Resgatando as ideias de Kaldor, testaremos se a demanda continua sendo o motor do crescimento brasileiro. Com relação ao período de análise, utilizamos, para a manufatura, uma amostra de dados provenientes do **Ipeadata**, de janeiro de 2004 a julho de 2013. Empregaremos a técnica desenvolvida por Toda e Yamamoto (1995), para testar a causalidade entre as séries temporais da produtividade manufatureira, da produção, do câmbio e das exportações desse setor.

O estudo inova ao empregar uma metodologia alternativa para estimar a complexa relação entre a demanda e a produtividade e preenche uma importante lacuna na literatura, no que diz respeito à causalidade entre as exportações, a taxa de câmbio e a produtividade na manufatura brasileira, servindo como um importante guia aos formuladores de política econômica. Ademais, através de uma perspectiva distinta, nossos resultados empíricos contestam a hipótese teórica novo-desenvolvimentista da existência de uma forte relação positiva entre uma taxa de câmbio desvalorizada e o crescimento da produtividade manufatureira.

O artigo está estruturado em quatro seções além desta **Introdução**: a seção 2 apresenta uma breve revisão da relação entre a demanda e a

¹ Neste artigo, os termos manufatura e indústria de transformação serão utilizados de forma intercambiável.

produtividade manufatureira; a seção 3 traz a metodologia; a seção 4 exibe os resultados, e a parte final apresenta as conclusões.

2 A relação entre a demanda e a produtividade: uma revisão

Nicholas Kaldor expôs uma série de fatos estilizados do processo de crescimento de economias maduras em 1966. Ele contribuiu para uma melhor compreensão sobre as causas do baixo crescimento da economia do Reino Unido. Seu estudo indicou a demanda manufatureira como principal indutora do crescimento das economias. Desse modo, a baixa performance da indústria de transformação explicaria os problemas enfrentados pelo Reino Unido. Na esfera internacional, Kaldor explicou a divergência entre países como sendo devida a economias de escalas dinâmicas² provenientes do processo de especialização e *learning by doing*.

Em sua segunda lei, conhecida como Lei de Kaldor-Verdoorn (Lei de KV), foi estabelecida uma relação positiva entre a taxa de crescimento da produtividade do trabalho da manufatura com a taxa de crescimento de sua produção. A equação a seguir define essa relação como

$$p_i = \alpha + \phi \cdot q_i \quad (1)$$

sendo:

p_i = taxa de crescimento da produtividade do trabalho na manufatura;

α = constante de intercepto que define a presença de outros fatores explicativos e que é autônoma em relação ao crescimento da produção manufatureira;

ϕ = coeficiente de Verdoorn. Mede o impacto da produção na produtividade. Se as variáveis forem logaritmadas, a expressão ϕ pode ser considerada como a elasticidade produtividade-produção (VERDOORN, 1980);

q = taxa de crescimento do valor real da produção manufatureira.

Cabe salientar que os coeficientes α e ϕ são constantes e que ϕ deve assumir valores maiores que zero. Nesse sentido, a lei de Verdoorn fornece evidências substanciais de economias de escala e aponta a demanda como causadora do crescimento da produtividade do trabalho. Entretanto, de acordo com Rowthorn (1975), a produtividade manufatureira pode impactar

² As economias de escala dinâmicas derivam do aprendizado dos trabalhadores, que se tornam mais eficientes e aptos a inovar no processo produtivo (OLIVEIRA, 2002).

sua demanda, a qual, por sua vez, estimula a produção. O autor salienta que, tanto no nível microeconômico como no macroeconômico, existe tal influência.

No nível macroeconômico, o aumento da produtividade torna as exportações mais baratas, estimulando a sua demanda. Esse efeito, contudo, pode ser amenizado pelo aumento de salários no setor. Por esse motivo, o efeito da produtividade sobre a demanda pode estar condicionado à existência de uma oferta substancial de mão de obra, capaz de sobrepor-se ao efeito de pressões, no sentido de aumentar os salários do setor. Se isso ocorrer, o lucro existente no setor poderá ser reinvestido, aumentando ainda mais a produção. Por outro lado, o crescimento das exportações provenientes do aumento da produtividade vai financiar novas importações, com o intuito de intensificar a produção doméstica.

No nível microeconômico, o crescimento da produtividade manufatureira impulsiona a redução dos custos relativamente aos demais setores. A queda de preço dos produtos do setor manufatureiro estimula sua demanda em detrimento dos demais.

Desse modo, fatores do lado da oferta também seriam importantes na explicação dos movimentos da produtividade. O crescimento da produtividade dependeria, pelo menos em parte, de fatores do lado da oferta, como, por exemplo, a acumulação de capital, a saúde e a educação dos trabalhadores. Ademais, a taxa de câmbio, por afetar os custos das empresas (importações e salários) e, conseqüentemente, seus lucros, seria um importante elemento explicativo dos movimentos da produtividade. Dependendo de como o regime de crescimento da economia é liderado, se pelos salários (*wage-led*) ou pelos lucros (*profit-led*), o impacto da variação da taxa de câmbio pode ser positivo ou negativo no nível de atividade econômica.

No contexto *wage-led*, uma desvalorização cambial seria contracionária (provocando a queda da produtividade) para economias em desenvolvimento que apresentem elasticidade-preço da demanda das importações de bens de capital reduzidas (preço-inelástica). Outro possível fator que poderia provocar a retração do produto (e da produtividade) é que uma depreciação cambial reduz o salário real, conseqüentemente, diminuindo o consumo. Krugman e Taylor (1978) apresentam uma discussão desses fatores.

Em linhas gerais, uma apreciação cambial (aumentadora dos custos internos relativos ao exterior) geraria a queda dos lucros, com repercussões negativas no investimento. Esse resultado negativo poderia ser neutralizado caso a economia seguisse um regime *wage-led*. Nesse caso, o crescimento do salário real alavancaria o consumo, impactando positivamente o investimento e o nível de atividade econômica. Já uma desvalorização cambial (geradora da redução dos custos domésticos em relação ao exterior) en-

gendaria a redistribuição de renda em favor dos capitalistas, influenciando positivamente o investimento e o nível de atividade, caso o regime de crescimento fosse *profit-led*. Logo, desvalorizações cambiais seriam expansionárias (aumentando a produtividade) para regimes *profit-led*, enquanto desvalorizações produziriam um efeito contracionário, caso o regime de crescimento fosse *wage-led*. Em princípio, economias com um mercado doméstico amplo e comum nível relativamente modesto de abertura comercial tendem a ser fracamente *wage-led*.

Nesse sentido, alguns estudos investigaram os regimes de crescimento dos países. Taylor (1983) aplicou um modelo macroeconômico para a Índia, observando que desvalorizações cambiais geram a contração do produto. No contexto indiano, a depreciação aumentou o peso das importações, as quais geraram o aumento dos custos intermediários do setor industrial. Esse crescimento nos custos elevou os preços finais, reduzindo os salários reais e a demanda total. Assim, uma vez que o setor industrial alcança o equilíbrio por meio de ajuste nas quantidades (o setor apresenta excesso de capacidade), o produto industrial se reduzirá. Em síntese, a economia do País seguiria um regime *wage-led*. Nesse caso, uma apreciação cambial (via redução dos custos e dos preços em geral) geraria o crescimento do salário real, impactando positivamente a despesa agregada, o investimento e o produto da economia.

Empregando modelos similares aos desenvolvidos por Taylor (1983), Von Arnim e Rada (2011) e Cuesta (1990) encontraram resultados similares para o Egito e a Colômbia respectivamente. Segundo eles, a redistribuição de renda em favor dos trabalhadores (via apreciação cambial ou redistribuição direta praticada pelo Governo) estimularia a demanda agregada, aumentando o investimento e o nível de atividade econômica.

Por fim, outro estudo que estimou o regime de crescimento foi o de Morrone e Marquetti (2013). Nele, os autores construíram um modelo macroeconômico baseado numa matriz de contabilidade social da economia brasileira para 2006, a fim de verificar o impacto da desvalorização cambial no nível de atividade da economia nacional. Como principal resultado, constataram que a economia brasileira segue um regime *wage-led* e que a apreciação cambial é estimuladora do nível de atividade da economia doméstica. Esses resultados foram corroborados por Morrone (2014), que empregou suas simulações num modelo contendo um setor formal e outro informal da economia brasileira.

Verificamos, portanto, que tanto a Lei de Kaldor-Verdoorn quanto o regime de crescimento *wage-led* consideram a demanda como fator central de geração de crescimento econômico e que a manufatura é o motor desse processo expansionário. A existência de economias de escala estáticas e

dinâmicas nesse setor explicariam sua centralidade no crescimento das nações. A despeito da importância da demanda, fatores do lado da oferta também podem estar atuando na explicação dos movimentos da produtividade. Nesse sentido, alguns trabalhos empíricos têm testado a validade da Lei de Kaldor-Verdoorn para diversos países.

O estudo de Harris e Lau (1998) objetivou buscar evidências empíricas da Lei de Verdoorn para as indústrias das regiões do território do Reino Unido. O período de análise utilizado no trabalho dos autores compreendeu os anos de 1968 a 1991. A partir da definição da amostra e de seu período de análise, os autores aplicaram a metodologia de Autorregressão Vetorial (VAR) para a estimação da relação de Verdoorn. Essa metodologia tem por característica contornar os problemas existentes nas especificações das leis de Verdoorn, como, por exemplo, o problema de simultaneidade da equação. Em linhas gerais, os autores encontraram fortes evidências de retornos de escala para as indústrias manufatureiras das regiões britânicas, decretando, assim, a validade empírica da Lei de Kaldor-Verdoorn para a região.

Mamgain (1999) testou a aplicabilidade da lei de Kaldor-Verdoorn para os países de industrialização recente da Ásia. Sua amostra foi composta por dois grupos. O primeiro foi formado por Singapura e Coréia do Sul, e o segundo, pela Malásia, pela Tailândia e pelas Ilhas Maurício. Foi utilizada a base de dados do Banco Mundial para o período 1960-88. Os resultados validaram a lei de Kaldor-Verdoorn, exceto para a Malásia e a Coréia do Sul. Assim, o autor recomenda a reformulação das leis para o novo contexto da globalização.

Bianchi (2001) testou a Lei de Kaldor-Verdoorn para todos os setores da economia Italiana no período 1951-97. Adicionalmente, fez comparações entre a experiência dos Estados Unidos e a da União Europeia e utilizou o método de séries temporais para alcançar tais objetivos. Escolheu essa técnica porque, nas várias regiões italianas, existem diferentes características tecnológicas, o que pode gerar uma correlação espúria entre as variáveis. Testou três modelos: o originalmente proposto por Verdoorn, um mecanismo de ajustamento parcial e, por último, um modelo que considera a contribuição do capital.

Analisando os resultados mais importantes encontrados pelo autor, constatamos que as estimativas da lei de Verdoorn evidenciam a presença de economias de escala tanto por setores quanto para a economia italiana como um todo no período, validando a Lei de Kaldor-Verdoorn. Quanto ao modelo que incorpora a taxa de crescimento do capital como variável explicativa, Bianchi encontrou indícios de retornos crescentes para o setor industrial no período.

O artigo intitulado **Testing Kaldor's Growth Laws across the countries of Africa**, de Wells e Thirlwall (2002), visou verificar o ajuste das proposições de Kaldor para os países africanos. A técnica estatística de *cross-section* foi utilizada em uma amostra formada por 45 países da região, no período 1980-96. Os resultados fornecem suporte para as proposições de Kaldor.

Martinho (2004) estimou a lei de Verdoorn para as regiões e os setores de Portugal, no período 1995-99. Para isso, empregou os dados das Contas Regionais de 2003, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A metodologia de dados de painel foi utilizada. As estimações confirmaram a validade da Lei de Kaldor-Verdoorn.

Ao examinar o caso brasileiro, cabe referir que existe um número limitado de estudos acerca da aplicação das leis de Kaldor. Entre os estudos empíricos sobre a Lei de Kaldor-Verdoorn no Brasil, podemos citar o trabalho de Marinho e Nogueira (2002), que objetivou apresentar evidências empíricas dessa lei para a indústria de transformação do Brasil, no período 1985-97. Os autores utilizaram, como fonte de dados brutos, a Pesquisa Industrial Mensal (PIM), do IBGE. A conclusão encontrada no estudo foi de que existe uma relação positiva entre o crescimento da produção e o da produtividade do trabalho na indústria de transformação brasileira, no período analisado.

Outro importante trabalho empírico aplicado ao Brasil foi o de Guimarães (2002). Ele analisou a relação existente entre produção, economia de escala e produtividade nos setores industrial e agrícola, no período 1970-97 para o primeiro e no período 1975-95 para o último. Os resultados, para a indústria, indicaram a presença de economias de escala. Contudo, a magnitude do coeficiente de economias de escala de longo prazo (0,47) encontrado no estudo foi menor que a observada em estudos para outros países, sinalizando que a indústria de transformação brasileira apresentou um baixo dinamismo. No que diz respeito ao sentido da causalidade entre as variáveis, o autor encontrou evidências, através do teste de Granger, de que as variações da produção precedem as variações da produtividade.

O trabalho de Feijó e Carvalho (2002) distancia-se dos estudos anteriores por ser uma análise essencialmente teórica, sem a intenção de estimar o coeficiente de Verdoorn. Os autores analisaram a evolução da produtividade industrial brasileira na década de 90, usando, como base de dados, o Sistema de Contas Nacionais Trimestrais, a PIM e a Pesquisa Industrial Anual, do IBGE.

A partir da análise desses dados, os autores observaram que parte do crescimento da produtividade da indústria brasileira deveu-se à redução do emprego. Além disso, não observaram qualquer tipo de convergência da

produtividade do trabalho entre os setores da indústria. De posse do instrumental analítico de Kaldor, os autores concluíram que o padrão decrescimento da produtividade, na década de 90, seria insustentável sem a presença de fatores da demanda. Assim, o efeito dinamizador da indústria deve ser utilizado a fim de gerar aumentos de produtividade, para, com isso, entrarmos no círculo autorreforçador de crescimento.

No artigo de Braga e Marquetti (2002), foram estimadas, através de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), equações para validar as proposições de Kaldor acerca dos determinantes do crescimento econômico, para a economia do Rio Grande do Sul, no período 1980-2000. A fonte de dados utilizada pelos autores foi a Fundação de Economia e Estatística (FEE). Nesse sentido, foram utilizadas, para testar a lei de Kaldor-Verdoorn, as taxas geométricas de crescimento das variáveis produtividade, produção e emprego da indústria de transformação, de 1980 a 2000. Para isso, os autores separaram o Estado em regiões homogêneas, a fim de evitar problemas de desagregação de territórios. Os resultados indicaram uma forte relação positiva entre as variáveis produtividade e produção manufatureira, em que o aumento da produção manufatureira causa o aumento da produtividade do setor.

Por fim, Morrone (2013), usando um modelo de correção de erros (MCE), encontrou evidência da validade da Lei de Kaldor-Verdoorn para a indústria do Brasil, no período 2001-13. Os movimentos da produção da indústria precedem temporalmente as mudanças na produtividade do trabalho.

A partir do que foi discutido nesta seção, concluímos que a maioria dos trabalhos sugere a validade da Lei de Kaldor-Verdoorn. Nas próximas seções, apresentaremos o procedimento econométrico e empregaremos o teste de não causalidade de Granger para a indústria de transformação brasileira.

3 Fontes de dados e o procedimento de Toda e Yamamoto

Neste artigo, duas especificações serão testadas a fim de procedermos aos testes de não causalidade de Granger para o período 2004-13. A primeira, seguindo as proposições originais de Kaldor, estimará a Lei de Kaldor-Verdoorn para a manufatura, empregando os dados da produção física mensal e da produtividade do trabalho. A produtividade do trabalho manufatureira será calculada pela razão entre as variáveis valor real da produção e número de horas trabalhadas no setor. Cabe salientar que esse

é um procedimento-padrão de cômputo da produtividade, empregado em Marinho e Nogueira (2002) e em Silva, Lima e Bezerra (2012). Empregaremos, como fonte dos dados brutos para o cálculo da produtividade do trabalho da indústria de transformação, a Pesquisa Industrial Mensal, do IBGE. Contudo, utilizar o valor real da produção para mensurar a produtividade apresenta, como limitação, o potencial de superestimar as variações da produtividade decorrentes da penetração das importações. Apesar dessa desvantagem, optamos por empregar o valor real da produção manufatureira. Isso se dá pela disponibilidade de dados mensais para o valor da produção, já que as estatísticas do valor adicionado são anuais. O uso do valor adicionado implicaria a redução da amostra da série temporal, impossibilitando o uso do instrumental econométrico. Logo, utilizamos o valor real da produção como uma *proxy* do valor adicionado manufatureiro.

Na segunda especificação, estimaremos uma versão estendida da Lei de Kaldor-Verdoorn para a manufatura, na qual teremos, como variáveis, o volume de exportações (exsa, da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex)), a taxa de câmbio (tcrsa) e a produtividade do trabalho (prdsa). Utilizamos a taxa de câmbio comercial média para compra (R\$/US\$), do Banco Central. Além disso, para calcularmos a taxa de câmbio real, foi empregado o Índice Geral de Preços–Disponibilidade Interna (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas, e o Índice de Preços por Atacado (IPA), do Bureau of Labor Statistics (BLS), dos Estados Unidos. As exportações servirão como uma *proxy* do valor adicionado, devido à possível endogeneidade deste último.

Empregamos a segunda especificação no estudo porque acreditamos ser necessário examinar a relação entre as exportações, a taxa de câmbio e a produtividade. Em abordagens teóricas marxistas, variações da taxa de câmbio afetam a lucratividade das empresas, impactando o investimento (MARQUETTI; KOSHIYAMA; ALENCASTRO, 2009; TAYLOR, 1983). Em contraste, existe a possibilidade de valorizações da taxa cambial gerarem o aumento dos salários reais, do consumo e do nível de atividade econômica. O nexos entre câmbio, salários reais e consumo pode ter um impacto positivo na economia. Desse modo, a taxa de câmbio influencia a demanda, podendo induzir o aumento ou a redução da produtividade. Desvendar essa relação é crucial para o entendimento da dinâmica econômica brasileira.

As séries foram deflacionadas, dessazonalizadas e logaritmadas, e foi utilizada uma base fixa mensal (base: média 2003 = 100). Cabe frisar que, para as duas especificações, as séries foram anualizadas, iniciando em 2004. Todos os dados estão disponíveis no **lpeadata**. O período 2004-13 foi selecionado devido à revisão da série das horas trabalhadas, ocorrida em 2003, o que gerou a descontinuidade da série pela fonte. Quanto ao método

econométrico, será empregado o procedimento desenvolvido por Toda e Yamamoto (1995), para testar a não causalidade de Granger. Todas as estimações foram efetuadas no *software* EvIEWS, versão 5.0.

O teste de não causalidade de Granger tem como pressuposto que as variáveis sejam estacionárias. Na presença de variáveis integradas, os testes tradicionais não são adequados, tendo em vista que não seguem uma distribuição-padrão. Para contornar esse problema, são aplicados os testes de raiz unitária e os testes de cointegração. Contudo, os testes econométricos de raiz unitária (teste de Dickey Fuller e teste de Phillips Perron) possuem baixo poder em relação à hipótese alternativa de estacionaridade, e, por isso, não são confiáveis para amostras relativamente pequenas (TODA; YAMAMOTO, 1995, p. 226). Os testes de cointegração (testes de Johansen) apresentam limitações similares, e seus resultados são sensíveis às diferentes especificações adotadas. Isso adiciona incerteza aos resultados dos testes de causalidade, devido à presença de pré-testes viesados (MARQUETTI; KOSHIYAMA; ALENCASTRO, 2009, p.375).

O método de Toda e Yamamoto não possui as limitações dos procedimentos tradicionais descritos acima. Esse método alternativo pode ser aplicado em séries cointegradas, não cointegradas ou em séries com ordem de integração diferente, sem existir a necessidade de proceder aos testes de raiz unitária. Ademais, esse teste é o mais indicado para amostras relativamente pequenas (MARQUETTI; KOSHIYAMA; ALENCASTRO, 2009, p. 376; TODA; YAMAMOTO, 1995, p. 226).

O procedimento desenvolvido por Toda e Yamamoto (1995) consiste na aplicação de um teste de Wald, para verificar as restrições dos parâmetros de um modelo VAR aumentado em níveis e estimado por mínimos quadrados ordinários. Toda e Yamamoto (1995) demonstraram que a aplicação do teste de Wald, para verificar a restrição, nos parâmetros, de um VAR $(k+e_{max})$ aumentado em níveis, segue uma distribuição assintótica chi-quadrado (χ^2) , independentemente de o sistema ser cointegrado. Nesse sentido, k representa o número ótimo de defasagens, e e_{max} , é a ordem máxima de integração das séries temporais. Com isso, aplicamos o teste de Wald nos k primeiros parâmetros, a fim de verificar a validade da hipótese de não causalidade de Granger. Os demais parâmetros defasados não são testados e servem unicamente para assegurar a presença de uma distribuição assintótica chi-quadrado.

Desse modo, o teste desenvolvido pelos autores para verificar a não causalidade de Granger inclui três passos. Primeiramente, devemos definir o número de defasagens (k) e a ordem máxima de integração do sistema (e_{max}). Neste artigo, assim como na proposição original de Toda e Yamamoto (1995), o número ótimo de defasagens será escolhido a partir do Critério

de Informação de Schwarz (SIC).³ A ordem máxima de integração do sistema (e_{max}) foi determinada como seguindo um processo integrado de primeira ordem, pois as variáveis econômicas, em sua maioria, são integradas de primeira ordem, $I(1)$. Ademais, para o caso de haver apenas duas variáveis, existe, no máximo, um vetor de cointegração.

O próximo passo consiste na estimação direta de um VAR($k+e_{max}$) em níveis, para as variáveis analisadas. Seguem abaixo as equações para a primeira especificação.

$$\begin{aligned} (lprd)_a &= c_1 + \alpha_{1j} \sum_{j=1}^k (lprd)_{aj} + \delta_{1j} \sum_{j=1}^k (lpf)_{aj} + \alpha_{1l} \sum_{l=k+1}^e (lprd)_a + \delta_{1l} \sum_{l=k+1}^e (lpf)_a + \tau_{1t} \\ (lpf)_a &= c_2 + \alpha_{2j} \sum_{j=1}^k (lprd)_{aj} + \delta_{2j} \sum_{j=1}^k (lpf)_{aj} + \alpha_{2l} \sum_{l=k+1}^e (lprd)_a + \delta_{2l} \sum_{l=k+1}^e (lpf)_a + \tau_{2t} \end{aligned} \quad (2)$$

sendo:

$lprd$ = o logaritmo da produtividade do trabalho da indústria de transformação;

lpf = o logaritmo da produção física da indústria de transformação.

Por fim, a última etapa envolve a realização do teste de restrições de Wald nos k primeiros parâmetros, a fim de examinar a hipótese de não causalidade de Granger. Assim, a produção manufatureira Granger-cause a produtividade do trabalho, se a hipótese $H_0: \delta_{1j} = 0$ for rejeitada, ao passo que a produtividade da manufatura Granger-cause a produção desse setor, caso a hipótese $H_0: \alpha_{2j} = 0$ seja rejeitada. Os testes de hipóteses para a segunda especificação, que envolvem produtividade e exportações, foram realizados de forma análoga.

Assim, o procedimento desenvolvido por Toda e Yamamoto (1995), para testar a hipótese de não causalidade de Granger entre as variáveis, é um método adequado para examinarmos a Lei de Kaldor-Verdoorn. Cabe frisar que o teste de não causalidade de Granger aponta apenas a precedência temporal entre as variáveis de estudo e serve como um indicativo para a previsão do comportamento futuro das variáveis.

4 Resultados

Nesta seção, examinaremos os principais resultados encontrados nos experimentos. Iniciaremos com a análise da ordem de integração das

³ O Critério de Informação de Akaike (AIC) poderia ser empregado para a definição da ordem máxima de integração do sistema. Porém, a aplicação desse critério tende a selecionar modelos pouco parcimoniosos.

variáveis nas duas especificações. Posteriormente, aplicaremos o método de Toda e Yamamoto (1995), para testar a hipótese de não causalidade de Granger entre as variáveis.

Na Figura 1, podemos ver o comportamento temporal dos índices da produtividade do trabalho, da produção, da taxa de câmbio real e do volume de exportações para a indústria de transformação, no período 2004-13. Tomamos o ano de 2003 como base para as referidas séries, as quais foram dessazonalizadas e anualizadas.

Da análise da Figura 1, constatamos que as afirmações referidas anteriormente são confirmadas, sobretudo, a tendência positiva da evolução da produtividade do trabalho e da produção da manufatura, até meados de 2008, com posterior estagnação dessas séries. Desse modo, verificamos que existe uma nítida alteração da tendência de crescimento da produtividade.

O Quadro 1 exhibe os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis logaritmadas da primeira e da segunda especificações. Aplicamos o teste de Dickey-Fuller ampliado (em inglês, *ADF test*) a fim de verificar a ordem de integração das séries.

Depreendemos, da análise do Quadro 1, que existem duas variáveis candidatas à estacionaridade: a produtividade do trabalho manufatureira logaritmada e a produção física logaritmada. Notamos, também, que a variável logaritmo da taxa de câmbio real e a variável volume de exportações possuem raiz unitária. A primeira diferença das variáveis foi testada, indicando a estacionaridade das séries.

Tendo em vista que, para a primeira especificação (Lei de KV), as duas séries são estacionárias (*prdsa* e *pfsa*), procedemos ao teste de causalidade de Granger (Tabela 1) para um VAR em níveis diretamente no Eviews, versão 5.0. Os resultados para a especificação originalmente adotada por Kaldor indicaram uma relação bidirecional (bicausal) entre as variáveis, sugerindo que tanto fatores de oferta como de demanda explicariam o desempenho da manufatura, ou seja, a produção Granger-cause a produtividade e vice-versa. Cabe frisar que os resultados não são sensíveis ao número de defasagens escolhidas no teste de Granger.

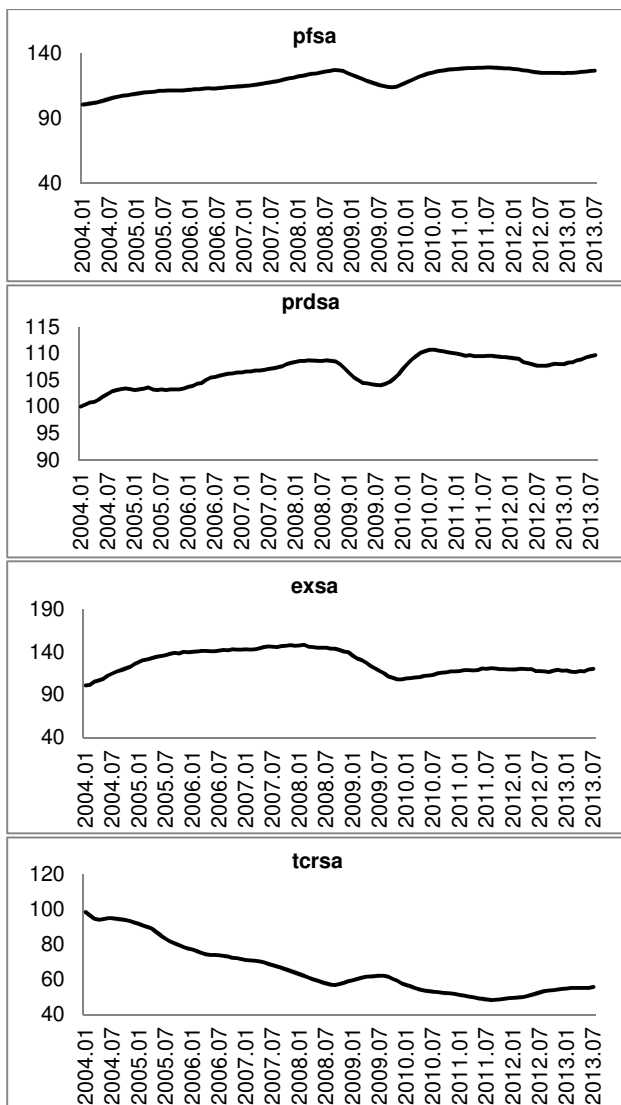
Contudo, optamos por utilizar a metodologia de Toda e Yamamoto (1995), devido aos problemas de desempenho dos testes de raiz unitária. O método foi aplicado em um VAR(4) e em um VAR(3)⁴, confirmando a bidirecionalidade entre as variáveis e reforçando a confiabilidade nos resultados encontrados.⁵

⁴ Realizamos testes para verificar a existência de autocorrelação dos resíduos (Lagrange Multiplier Test) e heterocedasticidade (Teste de White) nas duas especificações.

⁵ Para mais detalhes, ver Figura 2 e **Apêndice**.

Figura 1

Evolução temporal das séries do índice da produtividade do trabalho (prdsa), da produção (pfsa), da taxa de câmbio real (tcrsa) e do volume de exportações (exsa) da indústria de transformação brasileira — jan./04-jul./13



FONTE: IBGE (2013).

IPEA (2013).

NOTA: Os dados foram anualizados.

Quadro 1

Teste de raiz unitária para as variáveis da regressão, no Brasil — 2004-13

VARIÁVEIS	MODALIDADE DO TESTE	DEFASAGENS (5)	ADF	P-VALOR
lprdsa (1)				
	sem constante	4	0,72	0,86
	com constante	2	-2,88	0,05**
	com constante e tendência	2	-4,69	0,00***
lpfsa (2)				
	sem constante	4	1,02	0,91
	com constante	1	-2,64	0,08*
	com constante e tendência	1	-4,38	0,00***
ltcrsa (3)				
	sem constante	2	-0,08	0,18
	com constante	2	-2,58	0,40
	com constante e tendência	2	-2,94	0,98
lexsa (4)				
	sem constante	3	-1,26	0,65
	com constante	3	-1,75	0,09*
	com constante e tendência	3	-0,37	0,15

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).

IPEA (2013).

(1) lprdsa representa o logaritmo da produtividade do trabalho manufatureira. (2) lpfsa refere-se ao logaritmo da produção física do setor. (3) ltcrsa é o logaritmo da taxa de câmbio real. (4) lexsa representa o logaritmo do volume de exportações das manufaturas. (5) Número de defasagens automaticamente calculado pelo *software* econométrico Eviews 5.0.

Tabela 1

Teste de não causalidade de Granger para a Lei de Kaldor-Verdoorn,
para a manufatura do Brasil — 2004-13

HIPÓTESE NULA	OBSERVAÇÃO	F-TESTE	PROBABILIDADE
lpfsa (1) não Granger causa lprdsa	113	3.49929	0.03369
lprdsa (2) não Granger causa lpfsa	-	15.6394	1.1E-06

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).

IPEA (2013).

NOTA: Estimação realizada no *software* econométrico Eviews 5.0.

(1) lpfsa refere-se ao logaritmo da produção física do setor. (2) lprdsa representa o logaritmo da produtividade do trabalho manufatureira.

Com relação à segunda especificação (com exportações como *proxy* da produção e câmbio), podemos aplicar o procedimento de Toda e Yamamoto (1995) para examinarmos se as séries apresentam causalidade unidirecional ou bidirecional no sentido de Granger. Na primeira etapa do

teste, devemos definir o nível do VAR aumentado, ou seja, o número de defasagens (k) e a ordem máxima de integração do sistema (e_{max}).

A partir da análise do Quadro 1, observamos que, para a segunda especificação (com exportações, produtividade e câmbio), a ordem máxima de integração do sistema (e_{max}) é 1. Ademais, para o caso de três variáveis, existem, no máximo, dois vetores de cointegração. O número de defasagens (k) foi obtido através do teste de Scharwtz e é igual a 3. Logo, estimamos um VAR(4) em nível, a fim de procedermos ao teste de não causalidade de Granger. Estimamos, também, um VAR(5), a fim de verificar a sensibilidade dos resultados em relação à defasagem do sistema.

Da análise da Figura 2, observamos que as exportações não Granger-causam a produtividade manufatureira. Isso é um indicativo de que as variações na demanda externa não precedem temporalmente os movimentos da produtividade do trabalho manufatureira. Essa constatação, juntamente com o fato de que a produção Granger-causa a produtividade, sugere que o modelo de crescimento é liderado pelo mercado interno. Devido ao tamanho do mercado doméstico brasileiro, o aumento da demanda interna explica as variações da produtividade. Os resultados são compatíveis com os estudos de Serrano (2001), Medeiros e Serrano (2001) e Morrone (2014).

Por outro lado, a taxa de câmbio Granger-causa a produtividade, ratificando o papel do câmbio como variável-chave para o desenvolvimento da indústria de transformação. Se somarmos os coeficientes da taxa de câmbio da Tabela A.5 (ver **Apêndice**) envolvidos no teste de causalidade de Granger (de 1 a 3 *lags*), observamos que a soma dos sinais é negativa, ou seja, uma valorização cambial leva a um aumento da produtividade. Entendemos, assim, que as evidências subscrevem uma política de valorização cambial para impulsionar o crescimento da produtividade manufatureira no Brasil. Isso ocorre pelos efeitos positivos decorrentes do barateamento das importações de máquinas com tecnologia imbutida. Nossos resultados vão de encontro às proposições novo-desenvolvimentistas, formuladas principalmente por Luiz Carlos Bresser Pereira, que argumenta que um câmbio depreciado é crucial para dinamizar a indústria de transformação brasileira.⁶

⁶ Para mais detalhes, ver Bresser-Pereira (2012).

Figura 2

Relações de causalidade de Granger para a indústria de transformação do Brasil — 2004-13

Especificações	Produção x produtividade	Exportações x produtividade	Taxa de câmbio x produtividade	Taxa de câmbio x exportações
Primeira especificação $lprdsa = c + lpfsa$	$lprdsa \leftrightarrow lpfsa$			
Segunda especificação $lprdsa = c + lelsa + ltersa$		$lexsa \leftarrow lprdsa$	$ltersa \rightarrow lprdsa$	$lprdsa \leftrightarrow ltersa \leftrightarrow lelsa$

Ademais, verificamos que a taxa de câmbio não Granger-cause as exportações, que são aumentadas somente via crescimento da produtividade. Uma possível explicação para isso é a concentração (estrutura) do mercado internacional de manufaturas, além do fato de que a demanda externa depende de fatores como a diferenciação dos produtos, a qualidade dos produtos, a marca e a credibilidade dos fornecedores. Assim, os resultados sugerem que as exportações respondem mais a esses fatores do que às variações dos preços.

Nesse sentido, os resultados indicam que apenas a produtividade Granger-cause as exportações, sem que haja impacto direto da taxa de câmbio nas exportações. Com base nisso, podemos inferir que a taxa de câmbio não possui um impacto direto no nível de exportações. A taxa de câmbio Granger-cause a produtividade manufatureira, sendo que esta última Granger-cause as exportações.

O fato de a produtividade Granger-causar as exportações é um forte indicativo de que existem fatores tanto do lado da oferta como do lado da demanda condicionando a evolução das exportações. Nossos resultados sustentam os encontrados por Hidalgo e Mata (2009), segundo os quais a produtividade é o principal fator explicativo das exportações.

Os resultados, portanto, sugerem que a produtividade do trabalho precede temporalmente os movimentos das exportações para a indústria de transformação brasileira, no período 2004-13. Isso é um indicativo de que fatores do lado da oferta e da demanda atuam na explicação da baixa *performance* da indústria de transformação. Pesquisas futuras deverão examinar quais são esses fatores de oferta. Os problemas infraestruturais e a baixa capacidade inovativa das empresas nacionais apresentam-se como possíveis candidatos. Cabe ressaltar, contudo, que o presente estudo apresenta limitações. A principal delas refere-se à base de dados utilizada para a análise da indústria de transformação brasileira. O fato de a PIM não incorporar novos produtos em sua amostra, aliado ao problema de que essa base de dados não consegue captar a melhoria de qualidade dos produtos

ao longo do tempo, gera um problema de mensuração da produtividade. Outra limitação é que a PIM abrange apenas as médias e as grandes empresas, deixando de fora da análise as pequenas empresas. Ademais, utilizar o valor real da produção como *proxy* do valor adicionado pode superestimar as variações da produtividade, devido à incidência das importações. A própria agregação dos dados causa a perda de informações importantes de subsetores que poderiam ser utilizadas.

Além disso, existe a possibilidade de que a Lei de Kaldor-Verdoorn seja validada para a indústria como um todo. De acordo com Young (1928), as economias de escala são um fenômeno macroeconômico e são predominantes sobre aspectos microeconômicos. Young (1928) assinala a existência da divisão do trabalho entre empresas. Segundo ele, através da divisão de etapas do processo produtivo entre firmas com atividades complementares, o fenômeno das economias de escala torna-se macroeconômico, sendo impulsionado pela especialização e por economias externas. Desse modo, pesquisas futuras devem testar essas relações para o setor industrial, a fim de verificar se a demanda Granger-causa a produtividade.

5 Conclusões

O objetivo deste artigo foi testar duas especificações, a fim de verificar a direção de causalidade existente entre a variável produtividade e a produção manufatureira e a relação de causalidade entre o volume de exportações manufatureiras e sua produtividade. Os resultados dos testes de não causalidade de Granger para essas duas especificações nos fornecem um indicativo do ajuste ou não das proposições de Kaldor para a indústria de transformação brasileira, no período 2004-13.

O setor manufatureiro foi escolhido por sua centralidade na teoria desenvolvida por Kaldor, uma vez que é considerado o motor do crescimento. A contribuição do presente estudo está vinculada ao reduzido número de trabalhos que tratam do assunto e à utilização de um método alternativo para testar a causalidade entre as variáveis supracitadas.

Os resultados dos testes indicam que a demanda da manufatura (produção) Granger-causa a produtividade, e a produtividade Granger-causa a demanda (produção). Nesse sentido, tanto fatores de oferta como de demanda teriam influenciado o desempenho da indústria de transformação brasileira no período 2004-13, validando, assim, a Lei de Kaldor-Verdoorn.

Já para a segunda especificação, observamos que apenas a produtividade Granger-causa as exportações. Essa relação é unidirecional, ou seja,

as exportações (demanda externa) não Granger-causam a produtividade manufatureira. Nesse sentido, a taxa de câmbio valorizada e a demanda doméstica são as únicas variáveis que Granger-causam a produtividade manufatureira.

Esses resultados, portanto, indicam que a produtividade do trabalho precede temporalmente as exportações da manufatura brasileira no período 2004-13 e são um indicativo de que fatores do lado da oferta e da demanda explicam a *performance* pífia da indústria de transformação do País. Os resultados indicam que a taxa de câmbio é uma variável-chave para explicar os movimentos da produtividade manufatureira nos termos de Granger. Nesse sentido, o fortalecimento da relação entre câmbio valorizado, produtividade e exportações é vital para o crescimento da economia brasileira. Os resultados encontrados no presente artigo colocam em xeque a validade dos argumentos novo-desenvolvimentistas, centrados no câmbio depreciado como fator dinamizador da produção manufatureira.

Apêndice

Relação produtividade-produção

Tabela A.1

Regressão do Vetor Autorregressivo (VAR(4)), pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), no Brasil — 2004-13

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO-PADRÃO	ESTATÍSTICA T	PROBABILIDADE
Constante	-0,078369	0,084113	-0,931716	0,3537
lprdsa(-1).....	1,426522	0,121337	11,75665	0,0000
lpfsa(-1)	0,032476	0,098176	0,330797	0,7415
lprdsa(-2)	-0,091728	0,178699	-0,513311	0,6088
lpfsa(-2)	-0,073308	0,160435	-0,456929	0,6487
lprdsa(-3)	-0,151753	0,231581	-0,655290	0,5138
lpfsa(-3)	-0,220968	0,179710	-1,229580	0,2217
lpfsa(-4)	0,240980	0,095545	2,522154	0,0132
R-quadrado	0,995945	R-quadrado ajustado		0,995627
Soma dos erros de regressão	0,001525	Critério de Akaike		-10,05623
Soma quadrado dos resíduos	0,000237	Critério de Schwarz		-9,836535
Durbin-Watson	2,035332	Probabilidade (estatística F)		0,000000

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).
IPEA (2013).

NOTA: 1. Variável dependente: logaritmo da produtividade (lprdsa).
2. lprdsa representa o logaritmo da produtividade do trabalho manufatureira.
3. lpfsa refere-se ao logaritmo da produção física do setor.

Tabela A.2

Teste de Wald para a hipótese de a variável logaritmo da produção (lpfsa)
Granger-causar a produtividade manufatureira no Brasil — 2004-13

TESTE ESTATÍSTICO	VALOR	TESTE DE DICKEY FULLER (DF)	PROBABILIDADE
Estatística F	5,924937	(3, 102)	0,0009
Chi-quadrado	17,77481	3	0,0005

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).
IPEA (2013).

Tabela A.3

Regressão do Vetor Autorregressivo (VAR(3)), pelo método dos mínimos
quadrados ordinários (MQO), no Brasil — 2004-13

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO- PADRÃO	ESTATÍSTICA T	PROBABI- LIDADE
Constante	-0,282409	0,093997	-3,004451	0,0033
lprdsa(-1)	0,397060	0,138974	2,857084	0,0052
lpfsa(-1)	1,457156	0,100435	14,50844	0,0000
lprdsa(-2)	-0,188298	0,226837	-0,830104	0,4084
lpfsa(-2)	-0,420058	0,184484	-2,276931	0,0248
lprdsa(-3)	-0,102738	0,139369	-0,737161	0,4627
lpfsa(-3)	-0,081528	0,107059	-0,761529	0,4480
R-quadrado	0,999042	R-quadrado ajustado		0,998987
Soma dos erros de regressão	0,001989	Critério de Akaike		-9,541418
Soma quadrado dos resíduos	0,000416	Critério de Schwarz		-9,371511
Durbin-Watson	1,954304	Probabilidade (estatística F)		0,000000

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).
IPEA (2013).

NOTA: 1. Variável dependente: logaritmo da produção (lpfsa).

2. lprdsa representa o logaritmo da produtividade do trabalho manufatureira.

3. lpfsa refere-se ao logaritmo da produção física do setor.

Tabela A.4

Teste de Wald para a hipótese de a variável logaritmo produtividade (lprdsa)
Granger-causar a produção manufatureira no Brasil — 2004-13

TESTE ESTATÍSTICO	VALOR	TESTE DE DICKEY FULLER (DF)	PROBABILIDADE
Estatística F	6,801364	(2, 105)	0,0017
Chi-quadrado	13,60273	2	0,0011

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).
IPEA (2013).

Resultado para a especificação com exportações e taxa de câmbio

Tabela A.5

Regressão do Vetor Autorregressivo (VAR(5)), pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), no Brasil — 2004-13

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO- - PADRÃO	ESTATÍSTICA T	PROBABILI- DADE
Constante	0,272244	0,152117	1,789700	0,0767
LOG(PRDSA(-1))	1,434305	0,103963	13,79626	0,0000
LOG(EXSA(-1))	0,011230	0,025832	0,434739	0,6647
LOG(TCRSA(-1))	-0,192528	0,055677	-3,457948	0,0008
LOG(PRDSA(-2))	-0,108152	0,165926	-0,651809	0,5161
LOG(EXSA(-2))	-0,002677	0,032230	-0,083045	0,9340
LOG(TCRSA(-2))	0,395898	0,126422	3,131546	0,0023
LOG(PRDSA(-3))	-0,407950	0,155738	-2,619460	0,0103
LOG(EXSA(-3))	-0,042047	0,028270	-1,487337	0,1403
LOG(TCRSA(-3))	-0,338768	0,134903	-2,511199	0,0137
LOG(PRDSA(-4))	0,026504	0,175126	0,151342	0,8800
LOG(EXSA(-4))	0,036272	0,035199	1,030472	0,3054
LOG(TCRSA(-4))	0,214797	0,094103	2,282559	0,0247
LOG(PRDSA(-5))	0,001645	0,104880	0,015681	0,9875
LOG(EXSA(-5))	-0,002697	0,022365	-0,120575	0,9043
LOG(TCRSA(-5))	-0,084709	0,035838	-2,363692	0,0202
R-quadrado	0,996534	R-quadrado ajustado		0,995981
Soma dos erros de regressão	0,001439	Critério de Akaike		-10,11575
Soma quadrado dos resíduos	0,000195	Critério de Schwarz		-9,722948
Durbin-Watson	2,048778	Probabilidade (estatística F)		0,000000

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).
IPEA (2013).

NOTA: Variável dependente: logaritmo da produtividade manufatureira (lprdsa).

Tabela A.6

Teste de Wald para a hipótese de a variável logaritmo das exportações (lexsa)
Granger-causar a produtividade manufatureira no Brasil — 2004-13

TESTE ESTATÍSTICO	VALOR	TESTE DE DICKEY FULLER (DF)	PROBABILIDADE
Estatística F	0,847689	(3, 94)	0,4712
Chi-quadrado	2,543066	3	0,4676

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).
IPEA (2013).

Tabela A.7

Teste de Wald para a hipótese de a variável logaritmo da taxa de câmbio (ltcrsa)
Granger-causar a produtividade manufatureira no Brasil — 2004-13

TESTE ESTATÍSTICO	VALOR	TESTE DE DICKEY FULLER (DF)	PROBABILIDADE
Estatística F	5,269887	(3, 94)	0,0021
Chi-quadrado	15,80966	3	0,0012

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).
IPEA (2013).

Encontramos os mesmos resultados para a causalidade de Granger para o VAR(4), mostrando que os resultados não são sensíveis ao número de defasagens do sistema.

De forma análoga, foi estimado um VAR em níveis, para verificar se a produtividade Granger-causa as exportações e se a taxa de câmbio Granger-causa as exportações. Na Tabela A.8, estão os resultados do teste de Wald.

Tabela A.8

Teste de Wald para a hipótese de a variável logaritmo da produtividade (lprdsa)
Granger- causar as exportações manufatureiras no Brasil — 2004-13

TESTE ESTATÍSTICO	VALOR	TESTE DE DICKEY FULLER (DF)	PROBABILIDADE
Estatística F	3,725757	(1, 102)	0,0564
Chi-quadrado	3,725757	1	0,0536

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).
IPEA (2013).

Tabela A.9

Teste de Wald para a hipótese de a variável logaritmo da taxa de câmbio (ltcrsa)
Granger-causar as exportações manufatureiras no Brasil — 2004-13

TESTE ESTATÍSTICO	VALOR	TESTE DE DICKEY FULLER (DF)	PROBABILIDADE
Estatística F	0,008234	(1, 102)	0,9279
Chi-quadrado	0,008234	1	0,9277

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).
IPEA (2013).

Referências

- BAIRAM, E. The Verdoorn Law, returns to scale and industrial growth: a review of the literature. **Australian Economic Papers**, Sidnei, v. 26, n. 48, p. 20-44, 1987.
- BIANCHI, C. **A Reappraisal of Verdoorn's Law for the Italian economy: 1951-1997**. Via San Felice: Università degli studi di Pavia, Dipartimento di economia politica e metodi quantitativi, 2001.
- BRAGA, L.; MARQUETTI, A. As Leis de Kaldor na economia gaúcha: 1980-2000. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 28, n. 1, p. 225-248, 2002.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. A taxa de câmbio no centro da teoria do desenvolvimento. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 26, n. 75, p. 7-28, 2012.
- CHATTERJI, M.; WICKENS, M. R. Verdoorn's Law and Kaldor's Law: a revisionist interpretation? **Journal of Post Keynesian Economics**, [S.l.], v. 5, n. 3, p. 397-413, 1983.
- CUESTA, J. L. L. IS-FM macroeconomics: general equilibrium linkages of the food market in Colombia. In: TAYLOR, L. (Ed.) **Social relevant policy analysis: structuralist computable general equilibrium models for the developing world**. Cambridge: The MIT Press, 1990. p. 85-113.
- FEIJÓ, C.; CARVALHO, P. Uma interpretação sobre a evolução da produtividade industrial no Brasil nos anos 90 e as "Leis de Kaldor". **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 12, n. 2, p. 57-78, 2002.
- GUIMARÃES, P. W. **A lei Kaldor-Verdoorn na economia brasileira**. 2002. 113 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) — Escola Superior de Agricultura, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.
- HARRIS, R. I.; LAU, E. Verdoorn's Law and increasing returns to scale in the UK regions, 1968-91: some new estimates based on cointegration approach. **Oxford Economic Papers**, [S.l.], v. 50, n. 2, p. 201-219, 1998.
- HIDALGO, A.; MATA, D. Produtividade e desempenho exportador das firmas na indústria de transformação brasileira. **Revista de Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 4, p. 709-735, 2009.
- HILDRETH, A. The ambiguity of Verdoorn's Law: a case study of the British regions. **Journal of Post Keynesian Economics**, [S.l.], v. 11, n. 2, p. 279-294, 1989.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Banco de dados**. 2012. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 20 out. 2013.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. (IPEA). **Ipeadata: banco de dados**. 2012. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 20 out. 2013.

KALDOR, N. **Causes of the slow rate of economic growth in the United Kingdom**: an inaugural lecture. Cambridge: Cambridge University Press, 1966.

KALDOR, N. Economic growth and the Verdoorn Law: a comment on Mr. Rowthorn's article. **Economic Journal**, Cambridge, v. 85, n. 340, p. 891-96, 1975.

KRUGMAN, P.; TAYLOR, L. Contractionary effects of devaluation. **Journal of International Economics**, [S.l.], v. 8, n.3, p. 445-456, 1978.

LEON-LEDESMA, M. **Economic growth and Verdoorn's Law in the Spanish regions, 1962-1991**. Kent: University of Kent, Keynes College, Department of Economics, 1998.

MAMGAIN, V. Are the Kaldor-Verdoorn laws applicable in the newly industrializing countries? **Review of Development Economics**, Oxford, v. 3, n. 3, p. 295-309, 1999.

MARINHO, E. L. L.; NOGUEIRA, C. A. G. Evidências 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, 2002.

MARQUETTI, A. A.; KOSHIYAMA, D.; ALENCASTRO, D. O aumento da lucratividade expande a acumulação de capital? Uma análise de causalidade de Granger para países da OCDE. **Revista de Economia Contemporânea (REC)**, Rio de Janeiro, v. 13, n. 3, p. 367-390, 2009.

MARTINHO, V. J. P. Análise da Lei de Verdoorn nas Regiões e sectores portugueses. **Revista do ISPV**, [S.l.], n. 31, p. 222-251, 2004.

MEDEIROS, C.; SERRANO, F. Inserção externa, exportações e crescimento no Brasil. In: FIORI, J. L.; MEDEIROS, C. (Org.). **Polarização mundial e crescimento**. Rio de Janeiro: Vozes, 2001. p. 39-75.

MORRONE, H. Assessing the impact of distributive policies on the Brazilian economy using an SCGE model. **Economic Systems Research**, [S.l.], v. 27, n. 1, p. 1-18, 2014.

MORRONE, H. Estimação da Lei de Kaldor-Verdoorn para a indústria brasileira no período 2001-2012. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 41, n. 1, p. 75-86, 2013.

MORRONE, H.; MARQUETTI, A. A. Distribuição e expansão em um modelo neoestruturalista: uma aplicação para o Brasil. **Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 3, p. 468-493, 2013.

OLIVEIRA, F. H. P. **Crescimento econômico, retornos crescentes de escala e difusão tecnológica: o caso brasileiro**. Belo Horizonte: CEDEPLAR-UFMG, 2002.

ROWTHORN, R. E. A reply to Lord Kaldor's comment. **Economic Journal**, Cambridge, v. 85, n. 340, p. 897-901, 1975.

ROWTHORN, R. E. What remains of Kaldor's Law? **Economic Journal**, Cambridge, v. 85, n. 337, p. 10-19, 1975a.

SABÓIA, J.; CARVALHO, P. G. M. **Produtividade na indústria brasileira: questões metodológicas e análise empírica**. Brasília, DF: IPEA, 1997. (Texto para discussão, n. 504).

SERRANO, F. Acumulação e gasto improdutivo na economia do desenvolvimento. In: FIORI, J. L.; MEDEIROS, C. (Org.). **Polarização mundial e crescimento**. Rio de Janeiro: Vozes, 2001. p.76-121.

SILVA, I.; LIMA, R. C.; BEZERRA, J. L. As exportações promovem a produtividade? Evidência empírica para indústria de transformação do Brasil utilizando vetores autoregressivos com correção de erro (VEC). **Revista Economia**, Brasília, DF, v. 13, n. 1, p. 67-91, 2012.

STAFFORD, B. Deindustrialization in advanced economies. **Cambridge Journal of Economics**, Cambridge, v. 13, n. 4, p. 541-554, 1989.

TAYLOR, L. **Structuralist macroeconomics: applicable models for the Third World**. New York: Basic Books, 1983.

THIRLWALL, A. P. A plain man's guide to Kaldor's growth laws. **Journal of Post Keynesian Economics**, New York, v. 5, n. 3, p. 345-358, 1983.

TODA, H.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 66, n. 1-2, p. 225-250, 1995.

VACIAGO, G. Increasing returns and growth in advanced economies: a re-evaluation. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v. 27, n. 2, p. 232-239, 1975.

VERBEEK, M. **A guide to modern econometrics**. England: John Wiley & Sons, 2008.

VERDOORN, J. P. Verdoorn's Law in retrospect: a comment. **The Economic Journal**, Cambridge, v. 90, n. 358, p. 382-385, 1980.

VON ARNIM, R.; RADA, C. Labour productivity and energy use in a three-sector model: an application to Egypt. **Development and Change**, [S.l.], v. 42, n. 6, p. 1323-1348, 2011.

WELLS, H; THIRLWALL, A. P. Testing Kaldor's growth laws across the countries of Africa. **African Development Review**, [S.l.], v. 15, n. 2, p. 89-105, 2002.

YAMADA, H.; TODA, H. Inference in possibly integrated vector autorregressive models: some finite sample evidence. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 86, n. 1, p. 55-95, 1998.

YOUNG, A. Increasing returns and economic progress. **Economic Journal**, Cambridge, v. 38, n. 152, p. 527-542, 1928.