

MODELO ZONA FRANCA DE MANAUS: UM ESTUDO DA SUA PRODUTIVIDADE

Renilson Rodrigues da Silva

Marcos Paulo de Oliveira Reis

Resumo

O presente trabalho tem como objetivo verificar a aplicação da Lei de Kaldor-Verdoorn ao Polo industrial de Manaus (PIM). Essa lei trata da relação entre a produção e a produtividade. Para efeitos de comparação, foi calculada a produtividade para o Brasil. A forma de cálculo da produtividade seguiu o modelo da contabilidade do crescimento, com taxas de variações. Utilizou-se o método de séries temporais, aplicando-se os modelos VAR e de Correção de Erros. De acordo com os resultados, confirmou-se a aplicação da Lei de Kaldor-Verdoorn ao PIM. Os resultados sugerem que os aumentos na produção impactam, positivamente, na produtividade total dos fatores, embora a transmissão desses efeitos seja lenta. Confirmou-se a existência de economias de escala estáticas e dinâmicas no polo, o que abre precedentes para questionar as críticas históricas das quais o modelo Zona Franca de Manaus sempre foi alvo.

Palavras-chave: Lei de Kaldor-Verdoorn, Produtividade, Produção, Polo Industrial de Manaus

1. INTRODUÇÃO

Em períodos de crise econômica, como o atual, análises envolvendo crescimento econômico ganham destaque e são fortalecidas por estudos da produtividade. Em alguns setores da indústria de transformação - como o de eletroeletrônicos, por exemplo - a elasticidade-renda elevada os tornam mais sensíveis às oscilações da economia. Nesse sentido, estudos como aqueles preconizados pela Lei de Kaldor-Verdoorn convertem-se em elementos importantes na compreensão da dinâmica econômica atual, sobretudo em regiões com características particulares como é o Polo Industrial de Manaus. Desse modo, esse artigo investiga a validade da Lei de Kaldor-Verdoorn em explicar os determinantes de longo prazo do crescimento da produtividade no Polo Industrial de Manaus.

O crescimento da produtividade é considerado na literatura como a chave para o desenvolvimento econômico. O aumento contínuo da produtividade permite que as economias alcancem aumentos em sua renda *per capita*, mesmo em face de uma população crescente. O crescimento da produtividade geralmente é associado às inovações tecnológicas, as quais levam a retornos crescentes de escala. Contudo, o conceito de retornos crescentes foi ignorado na literatura econômica durante boa parte do século XIX. Com efeito, a hipótese de retornos marginais decrescentes do capital e trabalho e retornos constantes à escala da produção eram o pensamento preponderante na teoria econômica neoclássica.

A importância dos retornos crescentes à escala para o crescimento econômico foi retomada no estudo de Verdoorn (1949), o qual ganhou status de lei econômica. A lei de Verdoorn implica a existência de uma relação causal, estável e positiva, da taxa

de crescimento do produto para a taxa de crescimento da produtividade no setor de manufatura, no longo prazo. Formalmente, sejam p e q as taxas de crescimento da produtividade e da produção, respectivamente. Assim, temos:

$$p_i = a_i + bq_i \quad (1)$$

Em que a representa o intercepto, b é o coeficiente de Verdoorn, p é a taxa de crescimento da produtividade do trabalho e q é a taxa de crescimento da produção.

O significado intuitivo do coeficiente de Verdoorn é que um aumento de um ponto percentual na taxa de crescimento do produto leva a um aumento percentual do coeficiente na produtividade da manufatura. Uma vez que $p = q - e$, em que e é a taxa de crescimento do emprego na manufatura, a lei de Verdoorn pode também ser estimada como:

$$e = -a + (1 - b)q \quad (2)$$

A fundamentação teórica da lei de Verdoorn é a existência de economias de escala na produção (THIRLWALL, 1980). Ou seja, advém do fato de que o custo médio de produção cai com o aumento da quantidade de bens produzidos. As fontes de economias de escala dentro de uma empresa, ou indústria, são geralmente divididas em duas categorias: estáticas ou dinâmicas. Economias de escala estáticas são resultantes dos custos fixos existentes na maioria dos processos de produção. Trata-se de um custo que deve ser pago ainda que nada seja produzido. Consequentemente, quanto maior o nível de produção, menor será o custo fixo médio por unidade produzida e, por conseguinte, maior a economia de escala. Entretanto, economias de escala estáticas são reversíveis, porque se o nível de produção cair, o custo fixo médio irá subir. As economias dinâmicas de escala, por outro lado, vêm dos ganhos de produtividade associados às inovações trazidas pelo aumento da produção. Desse modo, as economias dinâmicas surgem via processo de *learning by doing* (de aprender fazendo) e como tal, são irreversíveis. Mesmo que o nível de produção caia, o novo conhecimento adquirido com a experiência não desaparece (SILVA, 2006).

A obra de Verdoorn foi publicada em italiano e talvez por isso não tenha recebido a devida atenção dos economistas, até que Nicholas Kaldor (1966) deu uma nova interpretação à referida Lei. Kaldor propôs que três leis de crescimento caracterizavam o desenvolvimento econômico: (1) quanto maior a taxa de crescimento do produto na manufatura, maior a taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB); (2) quanto maior a taxa de crescimento na manufatura, tanto maior a taxa de crescimento da produtividade do trabalho na indústria de transformação, como proposto por Verdoorn; (3) quanto maior a taxa de crescimento do produto na manufatura, maior a taxa de crescimento da produtividade do trabalho em outros setores da economia. A partir dessas leis e, sobretudo, da segunda, essa relação ficou conhecida como Lei de Kaldor-Verdoorn. Dessa forma, a segunda Lei de Kaldor, ou também chamada Lei de Kaldor-Verdoorn, relaciona o crescimento da produtividade do trabalho e da produção da seguinte forma:

$$e_i = c + dq_i \quad (3)$$

Em que e é a taxa de crescimento do emprego no setor industrial da economia, c é o intercepto, d é o coeficiente que mede a relação entre a produtividade e a produção e q é a taxa de crescimento no setor industrial da economia.

Desde as formulações de Verdoorn e Kaldor, diversos estudos empíricos já foram realizados testando a Lei. Como resultado, há evidências tanto favoráveis quanto desfavoráveis. McCombie et al. (2003) confirmaram a validade da Lei para América do Norte e Europa. Quando consideramos as economias em desenvolvimento, o estudo feito por Mamgain (1999) encontra evidências a favor da lei de Kaldor-Verdoorn apenas em um dos seis países recém-industrializados da Ásia Oriental. Por outro lado, Wells e Thirlwall (2003) encontraram evidências a favor da lei de Kaldor-Verdoorn para uma amostra de quarenta e cinco países africanos. Na América Latina, merecem destaques alguns trabalhos, especialmente aplicados ao Brasil.

Marinho *et al.* (2002) realizaram um teste empírico para a indústria de transformação brasileira de 1985 a 1997. Concluíram que a economia brasileira possui um grau de dinamismo razoável. A produção tem efeito positivo sobre a produtividade no longo prazo. De forma mais abrangente, Guimarães (2002) analisou a aplicação da lei na indústria de transformação de 1970 a 1997 e na agricultura de 1975 a 1995. Para a indústria, os resultados mostraram que há retornos crescentes de escala, mas com coeficientes inferiores aos de outros países. Para a agricultura, os valores encontrados dos coeficientes foram maiores.

Feijó e Carvalho (2002), por outro lado, usam as leis de Kaldor para explicar a importância de se considerarem os fatores pelo lado da demanda agregada como sustentadores do processo de crescimento da produtividade. Analisaram o caso do Brasil na década de 1990 sob a ótica da abertura comercial e a consequente intensificação da concorrência industrial. Chegam à conclusão de que os setores da indústria cresceram de modo variável, sem haver desindustrialização. Diferente dos demais, por se tratar de uma análise regional, o estudo Silva (2006) focou na aplicabilidade da lei de Kaldor-Verdoorn para o Polo Industrial de Manaus. O autor demonstrou como o dinamismo do PIM contribuiu para o desenvolvimento da região. Os resultados mostraram relação de longo prazo entre produção e produtividade. Evidenciou retornos crescentes de escala dada a relação encontrada entre produção e emprego.

Em trabalhos mais recentes, Morrone (2006) verificou a validade da lei de Kaldor-Verdoorn para a indústria e a agropecuária brasileira. Para a primeira os dados utilizados foram de 1985 a 2001 e para a última de 1970 a 1995. As conclusões da pesquisa para a indústria é de que há economias de escala estáticas e dinâmicas. Para a agropecuária também foram constatadas as economias de escala. Morrone (2013) estimou a lei de Kaldor-Verdoorn para a indústria brasileira no período de 2001 a 2012. Fez uma comparação com o período de 1985 a 2001 utilizando a mesma metodologia. A comparação sugere que a economia brasileira perdeu dinamismo de um período para o outro. Contudo foi confirmada a existência de economias de escala estáticas e dinâmicas na indústria brasileira, embora não tão expressivas quanto em outros países.

Complementarmente, Morrone (2014) mostrou que o aumento da demanda estimula a produtividade. No trabalho são verificadas duas relações, entre a produção manufatureira e a produtividade e entre a produtividade, o câmbio e as exportações manufatureiras. Os resultados para a primeira análise são que tanto a produção “Granger-causa” a produtividade quanto está “Granger-causa” a produção. Ou seja, fatores de oferta e de demanda impactam no desempenho da indústria no período

observado. Para a outra análise apenas a produtividade “Granger-causa” as exportações. A taxa de câmbio e a demanda doméstica “Granger-causam” a produtividade. Desse modo, fatores de oferta explicam o desempenho industrial no período e a taxa de câmbio pode ser tomada como uma variável importante na produtividade industrial. Para que a indústria cresça as variáveis câmbio, produtividade e exportações devem interagir de modo viabilizar esse crescimento.

Em nível internacional, um trabalho recente é o de Millemaci e Ofria (2014) que testaram a validade da lei de Kaldor-Verdoorn para o setor manufatureiro de economias desenvolvidas (Europa Ocidental, Austrália, Canadá, Japão e EUA), no período de 1973 a 2006. Os autores usaram a relação investimento sobre produção como uma *proxy* da taxa de crescimento do capital e o crescimento médio dos custos do trabalho como *proxy* dos fatores de oferta. Os resultados obtidos mostram a validade da lei para a indústria nesses países e a baixa explicação da taxa de crescimento do capital e dos custos do trabalho sobre a taxa de crescimento da produtividade. Os coeficientes estimados foram considerados substancialmente estáveis ao longo do tempo. Castiglione (2011) fez uma análise de série temporal e formula a lei de Kaldor-Verdoorn em termos da cointegração e Causalidade de Granger entre produto industrial e produtividade do trabalho para os Estados Unidos. O período analisado é 1987 a 2007 com dados trimestrais. Os resultados confirmaram a lei.

O objetivo do presente trabalho é, portanto, mostrar as evidências dessa lei, aplicada ao Polo Industrial de Manaus. Esse estudo empírico sobre o PIM tem também o intuito de contribuir para o aprimoramento do modelo ZFM, bem como atualizar o trabalho Silva (2006). Busca-se testar a relação entre a produção e a produtividade para o PIM entre 2002 e 2014, aplicando a Lei de Lei de Kaldor-Verdoorn. Em paralelo, o teste empírico será utilizado para analisar se algumas das críticas ao modelo ZFM de Manaus se sustentam. Desse modo, o trabalho está estruturado da seguinte forma: na próxima seção se faz uma breve discussão sobre o modelo Zona Franca de Manaus, bem como as críticas ao modelo. Em seguida, apresenta-se a metodologia utilizada na pesquisa. Na seção seguinte discutem-se os resultados da pesquisa e finalmente, as conclusões.

2. O MODELO ZONA FRANCA DE MANAUS E ALGUMAS CRÍTICAS

A Zona Franca de Manaus é um modelo de desenvolvimento econômico cuja implantação ocorreu via Decreto/Lei 288 de 1967. O modelo é dividido em três polos econômicos: agropecuário, comercial e industrial, sendo o polo industrial a base de sustentação da ZFM. O PIM tem aproximadamente 600 empresas de alta tecnologia, distribuídas nos setores eletroeletrônicos, duas rodas e químico, caracterizando-se como um dos polos industriais mais modernos da América latina (SUFRAMA, 2016). O PIM é responsável por grandes mudanças quantitativas e qualitativas na região Norte do Brasil. Apesar da forte retração de sua atividade no ano de 2015 (queda de 10%), ainda assim registrou um faturamento de R\$72,8 bilhões de reais e manteve cerca de 110 mil empregos diretos e aproximadamente 500 mil indiretos. No ano de 2014, aquela indústria faturou R\$ 87,2 bilhões, empregando mais de 120 mil pessoas (BRASIL, 2015).

Apesar da performance econômica e da importância que o PIM representa para aquela região, o modelo ZFM não deixa de ser alvo de críticas. Tais críticas recaem, nomeadamente, sobre a competitividade daquela indústria. Outros autores consideram

o modelo ZFM como um enclave. As críticas, apesar de existirem desde a criação do modelo ZFM, começaram a se acentuar a partir da década de 1980. Conforme enumera Silva (2006) as principais críticas são: as empresas ali instaladas não são competitivas; são dependentes de tecnologia; causam perdas fiscais; concorrem em condições desleais em relação aos demais estados da federação; são apenas montadoras de *kits* importados visando usufruir dos benefícios fiscais. Contudo, a maioria dos argumentos críticos não possui base empírica(SILVA, 2006).

Nesse contexto, Baptista(1993)responsabiliza o PIM pelo abandono de projetos tecnológicos nacionais. Segundo esse autor, o modelo ZFM permite grande facilidade para importar e isso teria levado à destruição do processo de desenvolvimento tecnológico nacional. Nessa mesma linha crítica, Ariffin e Figueiredo (2003)concordam que tais facilidades motivaram a instalação de empresas voltadas apenas para montagens de “*kits* importados”. Conseqüentemente, houve impactos negativos sobre as indústrias de tecnologia e de P&D nacionais.Em outra vertente,Lyra et al. (1995)e Guerra (1996) são contrários ao modelo de incentivos da ZFM. Guerra (1995) classifica o modelo como dependente de tecnologias estrangeiras e insumos importados. Além disso, afirma que os incentivos fiscais não foram capazes de tornar a ZFM um projeto de desenvolvimento industrial regional na Amazônia. Adicionalmente, Lyra (1995) pontua que os incentivos fiscais são exagerados e isso levou as indústrias do PIM a ter baixa competitividade. Essas críticas, como destacado por Silva (2006), desconsideram a evolução e reestruturação que as indústrias do PIM tiveram após a abertura comercial brasileira nessa mesma década.

Em estudo mais recente, ao mensurar a criação de riqueza pelas indústrias do PIM, Bispo (2009)concluiu que aquela indústria - mesmo com incentivos fiscais - gera menos riqueza que as indústrias dos mesmos setores no restante do país. Além disso, elas distribuem uma parcela menor de renda aos seus empregados e proprietários, e uma parcela maior ao governo. Esses resultados são superiores àqueles apresentados por indústrias similares no restante do país. Paralelamente, Miranda (2013)analisa o modelo sob diversos aspectos e conclui que o modelo ZFM está fadado ao fracasso, dependente de decisões políticas e só sobrevive graças aos incentivos fiscais. De outro lado, Valle e Lima (2013)usando Manaus como referência para um estudo sobre espaços da globalização, chegam à conclusão de que o modelo está em uma situação enclave. De acordo com os autores, trata-se de uma região com características econômicas e sociais muito diferentes daquelas que a rodeiam. Com efeito, diante da prorrogação dos incentivos fiscais da ZFM até o ano de 2073, conforme Brasil (2014), é natural que novas críticas surjam com o decorrer do tempo. Diante disso, faz-se mister análises da dinâmica socioeconômica daquela região. É preciso mais embasamento via estudos empíricos, de tal modo que as críticas sejam direcionadas ao aprimoramento do modelo.

3. METODOLOGIA

A metodologia empregada nesse artigo obedeceu ao seguinte: revisão de literatura, levantamento dos dados, ajustes dos dados, cálculo da produtividade, aplicação do método de séries temporais.

3.1. Descrição dos dados e variáveis utilizadas

O período escolhido para análise foi do ano de 2002 a 2014. Os dados são mensais, obtidos da Suframa (Superintendência da Zona Franca de Manaus), do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) e do IPEADATA. O corte escolhido

refere-se à atualização do trabalho de Silva (2006), cujo período de análise foi de 1994 a 2004. As variáveis utilizadas foram: faturamento das indústrias do PIM, mão de obra empregada em número de horas, consumo de energia elétrica, valor adicionado da produção, índice da produção industrial mensal do Brasil, índice do número de horas trabalhadas no Brasil.

Para estimação da PTF (Produtividade Total de Fatores) para o Brasil, utilizou-se as séries da Pesquisa Industrial Mensal do IBGE relativas ao Índice de Produção Física Industrial e Índice do Número de Horas Pagas. Como *proxy* do investimento agregado, tomou-se o consumo industrial de energia no Brasil. Considerando as dificuldades práticas e teóricas de se mensurar as variações de capital, diversos estudos em economia têm utilizado o consumo industrial de energia elétrica como *proxy* para o investimento agregado. De acordo com a literatura, espera-se que o consumo de energia seja uma função crescente das máquinas e equipamentos utilizados na indústria. Para o cálculo da PTF do PIM (Polo Industrial de Manaus) utilizaram-se o faturamento e salários pagos. O consumo de energia elétrica foi, igualmente, usado como *proxy* para o investimento.

O indicador de inflação utilizado para deflacionar as séries do PIM foi o Índice Geral de Preços de Mercado (IGP-M). Além de deflacionadas, todas as séries foram dessazonalizadas por um processo de média móvel centrada em doze períodos. Esse procedimento permite expurgar os efeitos sazonais (periódicos) da série, mantendo apenas seu comportamento de longo prazo (SILVA, 2006).

3.2. A produtividade

Conceito bem definido na literatura, a produtividade é uma medida de eficiência na conversão de recursos econômicos, isto é, a relação entre o que é produzido (bens e/ou serviços) e recursos que são usados para produzi-los. As formas de cálculo, bem como seus resultados, são diversos. Isso ocorre em razão da dificuldade de se obter os dados necessários para aquilo que seria uma correta estimação (DE NEGRI; CAVALCANTE, 2014). Contudo, uma das formas consagradas na literatura é da contabilidade do crescimento, decomposta da função de crescimento dos modelos de Solow e da função de produção do tipo de Cobb-Douglas. Essa decomposição do crescimento se inicia a partir da função de produção:

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha} \quad (4)$$

Em que Y é uma medida de produto; A é a PTF, ou o resíduo de Solow; K é uma medida do estoque de capital; L é uma medida do estoque de mão de obra e α é uma constante. Para estimação da PTF lineariza-se a equação para realização dos cálculos com os logaritmos, ou com as taxas de crescimento correspondentes como segue:

$$PTF = g_y - \alpha g_k - (1 - \alpha) g_l \quad (5)$$

Em que g_y é a variação do produto, α é a participação do capital e $(1 - \alpha)$ é a participação do trabalho no aumento (redução) da produtividade.

A produtividade do trabalho (PP) por sua vez é de cálculo mais simples. É o quociente de uma medida de produto e uma medida de trabalho:

$$PP = \frac{Y}{L} \quad (6)$$

3.3. Estimação empírica

O modelo teórico utilizado corresponde à equação de Verdoorn e de Kaldor, conforme segue:

$$p_i = a_i + bq_i \quad (7)$$

Em que a representa o intercepto, b é o coeficiente de Verdoorn, p é a taxa de crescimento da produtividade do trabalho e q é a taxa de crescimento da produção.

$$e_i = c + dq_i \quad (8)$$

Em que e é a taxa de crescimento do emprego no setor industrial da economia, c é o intercepto, d é o coeficiente que mede a relação entre a produtividade e a produção e q é a taxa de crescimento no setor industrial da economia.

De acordo com Harrise Lau (1998), as equações acima apresentam três problemas básicos: 1) omissão da variável estoque de capital; 2) sistema de equações simultâneas para a equação (7), mas isso é resolvido pela equação (8); 3) diferentes valores para o coeficiente de Verdoorn (retornos crescentes à escala) ao estimar um modelo linear em termos estáticos (com as variáveis em níveis) ou em termos dinâmicos (com as variáveis nas primeiras diferenças). McCombie (1982) sugere que isso ocorre porque a verdadeira especificação do modelo estático deve ser uma função não-linear (progresso técnico) em vez da função de produção Cobb-Douglas log-linear, a qual geralmente é adotada na literatura.

Para tentar suavizar as dificuldades apontadas, seguindo Harris e Lau (1998), McCombie (2002) e Millemaci e Ofria (2014), estimar-se-á um modelo dinâmico, incorporando a variável energia como *proxy* para a variável capital. Assim têm-se os seguintes modelo VAR para a lei de Kaldor-Verdoorn:

$$\Delta PTF = \alpha_0 + \beta_1 \Delta prod + \beta_2 \Delta prod_{t-1} + \beta_3 \Delta PTF_{t-1} + u_t \quad (9)$$

$$\Delta PTF = \alpha_0 + \beta_1 \Delta prod + \beta_2 \Delta prod_{t-1} + \beta_3 \Delta PTF_{t-1} + \beta_4 K + \beta_5 \Delta K_{t-1} + u_t \quad (10)$$

Em que PTF é a Produtividade Total de Fatores; $prod$, a produção; K o estoque de capital. Sendo que as variáveis estão expressas em taxas de variações.

A diferença entre os modelos acima é apenas a incorporação da variável estoque de capital na segunda equação. Nesses modelos, o coeficiente de Verdoorn é a elasticidade de longo prazo dada pela seguinte expressão:

$$\beta = \frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \beta_3} \quad (11)$$

A estimação do modelo empírico compreende a aplicação do método econométrico de séries temporais. Com esse fim, usaremos o Vetor Auto Regressivo e o modelo de Correção de Erros. O método de série temporal requer muita atenção nos procedimentos, em particular, quando as séries são econômicas. As séries econômicas apresentam forte tendência estocástica e isso pode prejudicar a consistência dos resultados estimados. De fato, os modelos de séries temporais pressupõem que essas séries sejam estacionárias, ou seja, pressupõe que elas flutuam em torno de um valor constante. Desse modo, para testar se as séries são estacionárias, ou não, será realizado o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado para cada uma das variáveis das

equações acima. As defasagens foram selecionadas pelos critérios de Akaike e Schwarz conforme anexo E.

3.3.1. Cointegração

Embora o problema da estacionariedade possa ter sido resolvido, surge um outro problema com séries de tempos econômicas: a cointegração. Note-se que, caso duas ou mais variáveis sejam não estacionais, mas sigam tendências estocásticas crescentes ou decrescentes análogas, isso significa que os movimentos de uma correspondem aos movimentos da outra. Diz-se que séries com esse comportamento são cointegradas. Então, nesse caso, as séries possuem raiz unitária, são integradas da mesma ordem e seguem trajetórias semelhantes. Séries cointegradas implica a existência de discrepância entre valores de longo e de curto prazo da variável dependente. Isso é entendido como um desequilíbrio de curto prazo. Para verificação da cointegração será utilizado o teste de Johansen e na existência dela, usaremos o modelo de correção de erros para corrigi-la.

Conforme explanado acima, o modelo de correção de erros (MCE) é utilizado quando é detectada a cointegração entre as variáveis, em geral, representado por:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_0 \Delta x_t + \gamma_1 \Delta x_{t-1} + \delta(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + u_t \quad (12)$$

O modelo acima representa a dinâmica de curto prazo das variáveis. O mesmo inclui uma variável defasada de um período representativa dos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo. No MCE, o ajuste ocorre após “*n*” defasagens. Assim, o termo de correção de erros que denota a relação de longo prazo é dado por $\delta(y_{t-1} - \beta x_{t-1})$.

3.3.2. Função Impulso-Resposta e Causalidade de Granger

O método Auto-Regressivo Vetorial (VAR) permite que se explique uma variável por meio dos seus valores passados e dos valores passados das outras variáveis explicativas. Ou seja, todas as variáveis são tomadas como endógenas nesse modelo, sendo explicadas por si mesmas e pelas demais em um conjunto de equações simultâneas. Na formulação geral do modelo com duas variáveis e duas defasagens tem-se:

$$y_t = a_{10} + a_{11,1} y_{t-1} + a_{12,1} z_{t-1} + a_{11,2} y_{t-2} + a_{12,2} z_{t-2} + e_{1t} \quad (13)$$

De acordo com Matos (2000) e Enders (2008), os modelos VAR são considerados mais apropriados para análises de relações interligadas e análises de impactos dinâmicos causados por distúrbios aleatórios. O modelo permite a análise de impulso-resposta e o teste de causalidade de Granger.

A função impulso-resposta é simplesmente a representação de médias móveis associada com o modelo estimado e explica a resposta do sistema a choques nos componentes do vetor de perturbações. A função impulso-resposta traz a resposta das variáveis endógenas no sistema ante um choque nos erros. Uma mudança em *t-1* mudaria imediatamente o valor *Y*. Ademais, mudaria todos os valores futuros das demais variáveis endógenas do sistema, devido à sua estrutura dinâmica (ENDERS, 2008).

Paralelamente, será aplicado o teste de causalidade de Granger para verificar se a relação de causalidade, baseado na Lei de Kaldor-Verdoorn, se dá realmente no sentido da produção para a produtividade. A hipótese testável é como segue:

Ho: A produção não causa a produtividade

H1: A produtividade não causa a produção

3.3.3. *Dynamic Least Squares (DOLS)*

O método DOLS, uma variante dos mínimos quadrados ordinários conhecida como Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos, é empregado para estimar o vetor de cointegração único que caracteriza a relação de longo prazo entre as variáveis na função de emprego e produtividade. O método consiste em uma regressão por mínimos quadrados ordinários com uma das variáveis em níveis contemporâneos das demais variáveis, com antecipações e defasagens nas suas primeiras diferenças, e uma constante (STOCK; WATSON, 1993). O método pode ser descrito pela seguinte equação:

$$y_{1t} = \beta' y_{2t} + \sum_{j=-k_1}^{k_2} b_j \Delta y_{2,t-j} + v_t \quad (14)$$

Nessa equação, onde K1 e K2 são selecionados para aumentar a um taxa adequada com t. O procedimento envolve a adição de defasagens de Δy_{2t} mas não de y_{1t} , para captar apenas os efeitos de longo prazo entre as variáveis e as relações dinâmicas.

4. RESULTADOS

A produtividade total dos fatores foi calculada seguindo o modelo da contabilidade do crescimento, via função de Cobb-Douglas, conforme equação 5. As séries foram calculadas com taxas de variação. Desse modo, aplicando-se mínimos quadrados ordinários, calcularam-se os coeficientes de participação do capital e trabalho na composição do produto. Os resultados sugerem que na indústria de transformação brasileira há um forte componente de capital. Apesar desse resultado, vale ressaltar que o consumo de energia foi usado como *proxy* para incrementos de capital. Desse modo, fica clara a sua limitação. Essa variável capta apenas a utilização de energia com máquinas e equipamentos nas empresas, sem distinguir se são preexistentes ou adquiridas (novos investimentos). Além disso, nessa variável está incluso o consumo de energia que, não necessariamente, está sendo usado na produção.

Quanto aos coeficientes estimados para o PIM, a sua soma é menor do que a unidade. Este fato indica que existem outros fatores explicativos relevantes da produtividade total dos fatores. Tal fato é abordado no trabalho de Cavalcante e De Negri (2014) ao fazerem uma revisão das formas de cálculo da PTF para o Brasil. Eles mostram como os resultados podem ser diferentes ao se incluir outros fatores na função de produção, como capacidade instalada e o capital humano, por exemplo.

4.1. Evolução da produtividade no Brasil e no PIM

No período de 2002 a 2014, a produtividade oscilou bastante, tanto no Brasil quanto no PIM. No entanto, nota-se certa estabilidade de 2002 a 2005 na série do Brasil e dois picos de crescimento no PIM. No ano de 2003, a produtividade do PIM cresceu 6,9%, enquanto no Brasil praticamente não houve crescimento. Esse período

coincide com a expansão da economia brasileira naquele ano. Entretanto, no ano seguinte houve uma queda brusca de 9,67% da produtividade do PIM, colocando sua produtividade abaixo do nível do início da série. No ano seguinte, outro crescimento expressivo da produtividade do PIM, recuperando completamente, a perda do ano anterior e acumulando um crescimento de 22% em 2005. A partir de 2005, os níveis de produtividade seguem uma trajetória de queda até o ano de 2008. Nesses três anos, a PTF do PIM decresceu 20,9% e a PTF do Brasil, 11,6%. A partir de 2008, porém, os níveis da PTF começam a entrar em trajetória de crescimento, acumulando ganhos de 44% para o PIM e 20,6% para o Brasil. Em todo o período, o PIM acumulou um crescimento de 39% e o Brasil, apenas 5%.

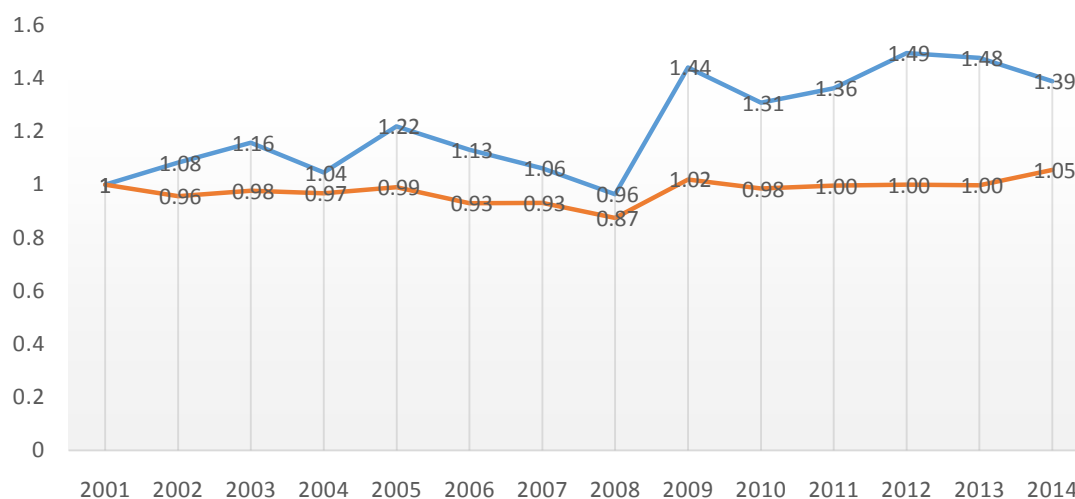


Figura 1: Evolução da produtividade no PIM e no Brasil, em índice, de 2002 a 2014

Fonte: Elaboração a partir dos dados da pesquisa

É destacável a grande variação da produtividade do PIM em relação ao restante da indústria de transformação brasileira. Uma das principais causas para isso está nas elasticidade-preço e elasticidade-renda dos produtos produzidos naquele parque industrial. Com efeito, a produção cresce/decresce a taxas muito superiores que o resto da economia. Com elasticidades maiores que a unidade, variações na economia impactam a produção do PIM mais fortemente e isso pode ser percebido pelas taxas de variações acima citadas. Outro fator de grande relevância nas oscilações da produtividade são os insumos utilizados na produção, que afetam o valor adicionado da economia e, por padrão, afetam a produtividade. Esse é um dos aspectos que chama atenção na figura acima: as variações negativas da produtividade de 2005 a 2008 e depois uma forte alta a partir de então.

Do ano de 2006 a 2008 o Produto Interno Bruto cresceu a taxas de 4%; 6% e 5%, respectivamente. No entanto, conforme pode ser visto na figura a seguir, nesse mesmo período, o valor adicionado diminuiu (VAL), o número de horas pagas (EMP) continuou crescente, provocando queda na produtividade do trabalho (PP_W). O consumo de energia (CAP = *proxy* para o investimento) também subiu. Portanto, a produção aumentou, mas o que de fato impactou negativamente a produtividade do PIM foram os insumos utilizados na produção.

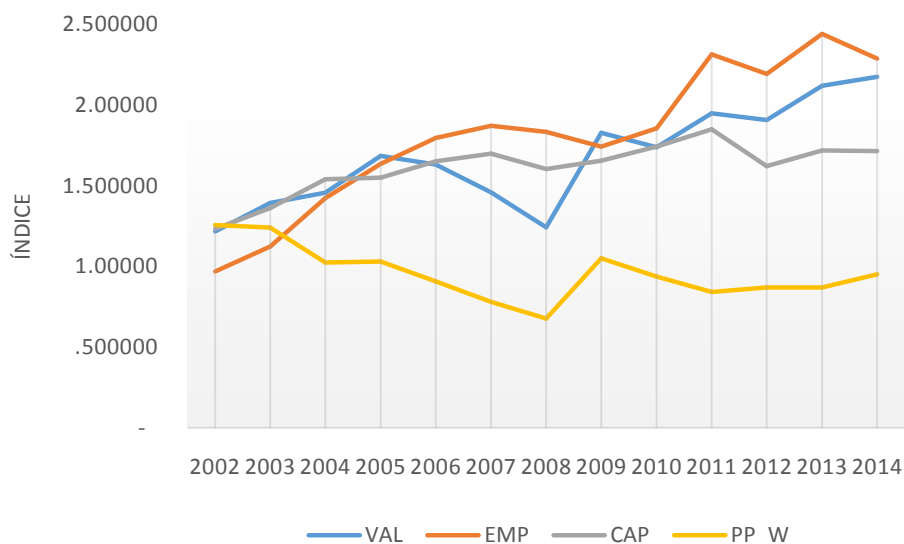


Figura 2: Evolução do valor adicionado, produtividade produção e dos salários, em índices, de (2002-2014)

Fonte: elaboração a partir dos dados da Suframa

No Polo Industrial de Manaus, os insumos básicos de produção (matéria prima, material secundário e de embalagem) representam cerca de 50% do valor bruto da produção. Desse total, aproximadamente 90% é importado. Porém, desde o ano de 2005 a taxa de câmbio estava em queda, favorecendo o aumento das importações. Conseqüentemente, o aumento das importações de insumos subiu de 44% em dezembro de 2005 para 63% em janeiro de 2008. Essa participação expressiva dos insumos sobre o valor bruto da produção veio a reduzir somente a partir de janeiro de 2009. Em suma, essa forte queda e elevação da produtividade no PIM tem como causa principal o aumento e redução dos insumos importados, os quais afetam o valor adicionado da economia.

Outros fatores podem, também, justificar essa perda acentuada de produtividade do PIM, entre eles está o PPB (Processo Produtivo Básico). O PPB foi definido por meio da Lei n.º 8.387, de 30 de dezembro de 1991, como sendo "o conjunto mínimo de operações, no estabelecimento fabril, que caracteriza a efetiva industrialização de determinado produto". Dito de outra forma, consiste em etapas mínimas do processo de produção que as empresas deverão cumprir para fabricar determinado produto. Essa é uma obrigação na forma de contrapartidas aos benefícios fiscais estabelecidos por lei. No artigo 7º parágrafo 1º da referida Lei consta o seguinte:

§ 1º O coeficiente de redução do imposto será obtido mediante a aplicação da fórmula que tenha:

I - no dividendo, a soma dos valores de matérias-primas, produtos intermediários, materiais secundários e de embalagem, componentes e outros insumos de produção nacional e da mão-de-obra empregada no processo produtivo;

II - no divisor, a soma dos valores de matérias-primas, produtos intermediários, materiais secundários e de embalagem, componentes e outros insumos de produção nacional e de origem estrangeira, e da mão-de-obra empregada no processo produtivo. (Lei 8.387/91).

Ou seja, as empresas devem manter um número mínimo de mão de obra empregada, caso contrário não obtém os benefícios fiscais estabelecidos por Lei. Obviamente, isso “engessa” a capacidade da empresa em obter maiores ganhos de escala na produção. Tal fato se comprova pela evolução da produção e dos salários, conforme a figura 2.

Conforme pode ser observado na figura acima, a tendência de crescimento dos salários tem sido superior à tendência de crescimento da produção desde o ano de 2006. Em parte, essa tendência pode ser resultado da defasagem de tempo entre a contratação/demissão da mão de obra por conta de aumento/redução da produção. Na figura acima, nota-se um pico dos salários em 2006 muito superior ao aumento da produção no mesmo período. A queda na produção no período subsequente é superior à queda dos salários. Esse movimento se repete desde então. Como consequência, houve forte queda da produtividade total e parcial de fatores. A PTF caiu 8,9% em novembro e 18,13% em dezembro. Nota-se, também, que há uma inversão da linha de tendência a partir do ano de 2005 e essa diferença apenas aumentou. A título de verificação, de janeiro de 2002 a dezembro de 2014 a produção acumulou alta de 117%, considerados os efeitos da inflação. No mesmo período, a elevação dos salários foi de 128,7%.

Comparando esses resultados com os resultados observados para o Brasil, ocorreu exatamente o contrário. A produção física no Brasil aumentou 16,3% no mesmo período, enquanto que o índice de horas pagas apresentou uma retração de 4,53% e o consumo de energia teve aumento de 53,56%. Essa é principal causa da diferença de produtividade entre Brasil e o PIM. Ocorre que a indústria de transformação do PIM é incentivada, obedecendo ao estabelecido no PPB. Em contraste, a indústria de transformação do Brasil - com exceção daquelas que não se enquadram na Lei 8.387 - não é incentivada. Nesse caso, as empresas do resto do Brasil operam mais próximas do modelo de salário de eficiência. Por esse modelo, mesmo que haja desemprego, a produtividade da mão de obra pode afetar o nível dos salários. Em outras palavras, nas empresas incentivadas os salários tendem a se manter mais elevados em cumprimento ao PPB, mesmo que essa mão de obra não seja eficiente.

Conforme já abordado, outro fator que pode explicar as oscilações da produtividade do PIM refere-se aos próprios produtos ali produzidos. Em sua grande maioria, são produtos com elevada elasticidade-renda, preço. Essas elasticidades são superiores às daquelas do resto do Brasil. Portanto, a produção responde muito rapidamente às oscilações da economia. Para confirmar-se essa alegação, basta observar as variações mensais, em percentual, da produtividade conforme figura a seguir.

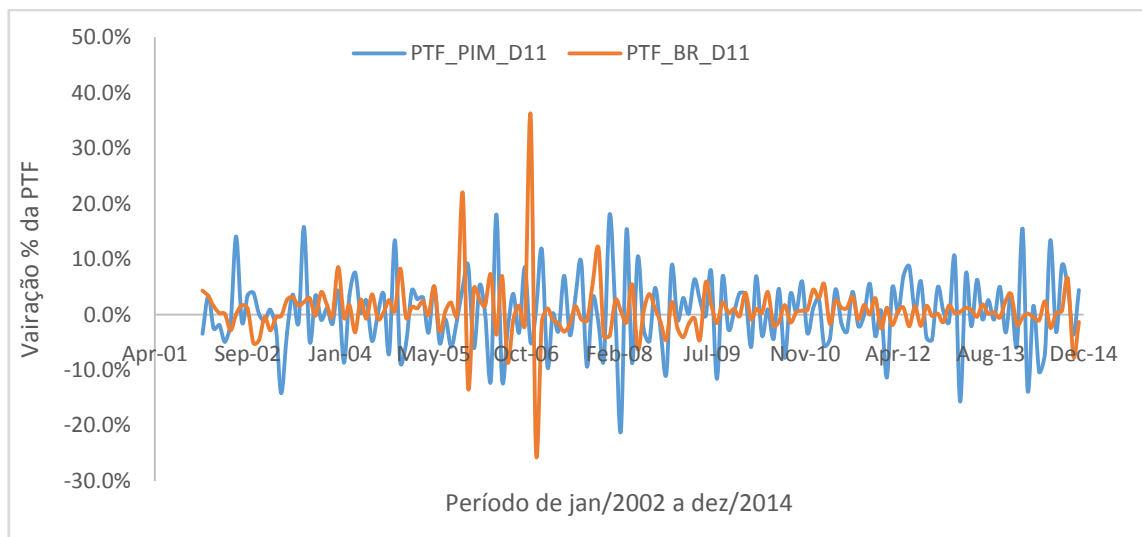


Figura 3: Variação da PTF Brasil e PIM, em %, dessazonalizada de 2002 a 2014

Fonte: dados da pesquisa

A variação da produtividade do PIM (PTF_PIM) é muito maior que a do resto do Brasil (PTF-BR), mostrando as vantagens-desvantagens daqueles produtos em relação às oscilações econômicas. Expurgando os efeitos sazonais das séries, notamos que os maiores picos de alta e de baixa são relacionados aos picos de alta e baixa da economia, como são os casos dos anos de 2002 (crise de desconfiança do Governo Lula), 2003 (acomodação da economia e início do crescimento), 2008, 2009 e 2011 (crise financeira mundial e breve recuperação) e 2014 (início da crise política e econômica do Brasil). O pico da PTF do Brasil em 2006 não está relacionado a nenhum evento econômico específico. Entretanto, (DeNegri e Cavalcante (2014) ressaltam que naquele ano houve um ensaio de aumentos de investimentos.

4.2. Resultados das estimações econométricas

4.2.1. Teste de raiz unitária e estacionariedade das séries

Os testes de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) para as séries de taxas de crescimento de PTF, produção, emprego e capital fixo (*proxy* energia) seguem nos anexos A, B, C e D. Todos os testes foram realizados para modelos com intercepto, pois não há tendência observável. Considerando a hipótese nula de que há raiz unitária, os testes foram significativos para todas as séries, ao nível de 1%, não permitindo rejeitar a hipótese nula. Desse modo, todas as séries, com exceção da PTF, possuem raiz unitária. Paralelamente, o teste de Durbin-Watson para identificar autocorrelação foi realizado e não encontrou-se autocorrelação em nenhuma das séries.

4.2.2. Teste de cointegração

Uma vez identificada a raiz unitária e a estacionariedade das séries, é preciso verificar se elas seguem uma trajetória comum, via teste de cointegração de Johansen. Os resultados sugerem que todas as séries são cointegradas. Foram testadas a cointegração entre Produção e emprego (anexo F), PTF e produção (tabela 1). Haja vista que o valor da estatística traço excede o valor crítico de 5%, é possível rejeitar a hipótese nula de que não há vetores de cointegração. A mesma informação foi obtida nas estatísticas λ_{\max} . Os resultados do teste traço indicaram duas equações de cointegração para cada um dos modelos testados.

Tabela 1: Teste de Johansen para cointegração para PTF e Produção ($I_{\text{traço}}$ e $I_{\text{máx}}$)

Johansen tests for cointegration					
Trend: constant			Number of obs = 154		
Sample: 2002m3 - 2014m12			Lags = 2		
5%					
maximum				trace	critical
rank	parms	LL	eigenvalue	statistic	value
0	12	741.03642	.	81.4466	29.68
1	17	768.63621	0.30123	26.2470	15.41
2	20	780.65068	0.14447	2.2180*	3.76
3	21	781.7597	0.01430		
5%					
maximum				max	critical
rank	parms	LL	eigenvalue	statistic	value
0	12	741.03642	.	55.1996	20.97
1	17	768.63621	0.30123	24.0289	14.07
2	20	780.65068	0.14447	2.2180	3.76
3	21	781.7597	0.01430		

Fonte: Dados da Pesquisa

4.2.3. Modelo de Correção de Erro

Tendo em vista que as variáveis são cointegradas, a causalidade deve existir pelo menos em uma direção. Seguindo essa metodologia, a direção da causalidade entre a produtividade, produção e emprego no setor da indústria de transformação pode ser detectada estimando os modelos de correção de erros (MCE) (ENGLE; GRANGER, 1987). Diante disso, foram estimados os MCE's abaixo.

$$\Delta PTF = -0,549 * [PTF_{t-1} - 0,316 * PROD_{t-1} + 0,0003] \quad (15)$$

$$\Delta EMP = -0,181 * [EMP_{t-1} - 1,709 * CAP_{t-1} + 0,36] + 0,107 (PROD_{t-1} - 1,119 CAP_{t-1} + 0,106) \quad (16)$$

Na estimação acima, o valor de -0,549 é o coeficiente de longo prazo. Este valor é significativo, o qual implica que há um relacionamento de longo prazo entre produção (prod) e produtividade (PTF), tal como preconiza a lei de Kaldor-Verdoorn. Por conseguinte, um aumento na produção é capaz de causar um aumento na produtividade na medida desse coeficiente multiplicado pelo coeficiente da produção. Isto é, em geral, ele capta o ajuste da relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Se este ajuste é suave, então ele deve ser menor que 1. Se o ajuste é rápido, o valor é maior que 1. No caso do PIM, a resposta de longo prazo é lenta e isso pode ser verificado nas funções impulso-resposta. Portanto, podemos chamá-lo de medida da velocidade de ajustamento para equilíbrio de longo prazo. Ainda de acordo com equação, mudanças na produção impactam o emprego de forma lenta também. Entretanto, a velocidade de ajustamento do emprego em relação a mudanças na produção é menor que a da produtividade. Provavelmente, esse resultado está relacionado às questões do PPB, já tratado nessa seção.

4.2.4. Causalidade no sentido de Granger

A causalidade no sentido de Granger permite estabelecer uma relação de precedência entre as variáveis e não necessariamente uma causalidade determinística. O teste entre produção e produtividade mostrou que a hipótese nula de que a produção não causa a produtividade pode ser rejeitada ao nível de 5%. Ou seja, a produção

causa efeitos na produtividade no sentido de Granger. Igualmente, não é possível rejeitar a hipótese nula que a produtividade não causa a produção. Portanto, o teste mostrou-se de acordo com a teoria testada nesse trabalho, de que mudanças na produção causa efeitos na produtividade.

Apesar do resultado acima, na literatura há referências à possibilidade de ocorrer o efeito em ambos os sentidos. Ou seja, tanto a produção causa a produtividade como o contrário. Essa assertiva está de acordo com o discutido por Rowthorn (1975) que, ao criticar Kaldor (1966), afirma que a inter-relação entre o crescimento da produtividade e o crescimento da produção se daria em ambos os sentidos e não apenas no sentido produção-productividade.

Tabela 2: Teste de causalidade de Granger para produção e produtividade

Hipótese nula (H0)	Teste F	Probabilidade	Rejeição de H0
Produto não causa Granger PTF	3,95669	0,0212	Sim
PTF não causa Granger Produto	1,07247	0,3448	Não

Fonte: Dados da pesquisa

Em contraste, realizou-se o teste de causalidade no sentido de Granger para a inter-relação de crescimento do emprego e crescimento da produção. De acordo com os resultados, rejeitamos a hipótese de que o produto não causa o emprego a 5% de probabilidade. Deste modo, confirmamos a relação estabelecida por Kaldor de que a produção causa Granger o emprego. Ao mesmo tempo, a hipótese nula de que o emprego não causa o produto foi rejeitada a 5% de probabilidade. Isso acontece porque, conforme abordado, a produção do PIM está fortemente relacionada ao nível de emprego em respeito à lei do PPB. Isso implica que a produção pode aumentar em determinados períodos como resultado de uma mão de obra excedente em um período anterior. Esse tipo de efeito é refletido no modelo VEC, tratado acima e confirmado na função impulso-resposta a seguir.

Tabela 3: Teste de causalidade de Granger para Produto e emprego

Hipótese nula (H0)	Teste F	Probabilidade	Rejeição de H0
Produto não causa Granger Emprego	7.53685	0,0088	Sim
Emprego não causa Granger Produto	9.35512	0,001	Sim

Fonte: Dados da pesquisa

4.2.5. Função impulso-resposta

A função impulso resposta refere-se ao perfil de tempo que um choque em uma variável tenha resposta na outra variável. Dito de outra forma, essa função delineia o comportamento das séries de dados incluídas no modelo VAR em resposta a choques ou inovações causados por variáveis residuais (MATOS, 2000). A Figura 4 mostra que um choque na produção (AVAL_D11) causa, imediatamente, efeito positivo no emprego nos primeiros dois meses e cresce até o quarto mês. Nos períodos seguintes, o efeito no emprego tende a ficar estabilizado. Conforme já discutido, essas variáveis são cointegradas e por possuírem essa característica, utilizou-se o modelo de correção de erro para ajustá-la. Por assim dizer, os efeitos ou respostas aos choques nessas

variáveis tendem a anular-se com o tempo, convergindo para sua trajetória de equilíbrio de longo prazo. Nota-se também que o efeito de uma variável sobre a outra e nela mesma não são expressivos, ficando todos próximos de zero.

Em outras palavras, as respostas da produção e emprego no PIM são relativamente lentas e pouco expressivas. Isso ocorre, provavelmente, por restrições que as empresas têm ao demitir funcionários em caso de redução da produção, por exemplo. As empresas do PIM cumprem com a Lei do Processo Produtivo Básico. Consequentemente, devem manter um certo nível de empregabilidade, ainda que haja flutuações econômicas.

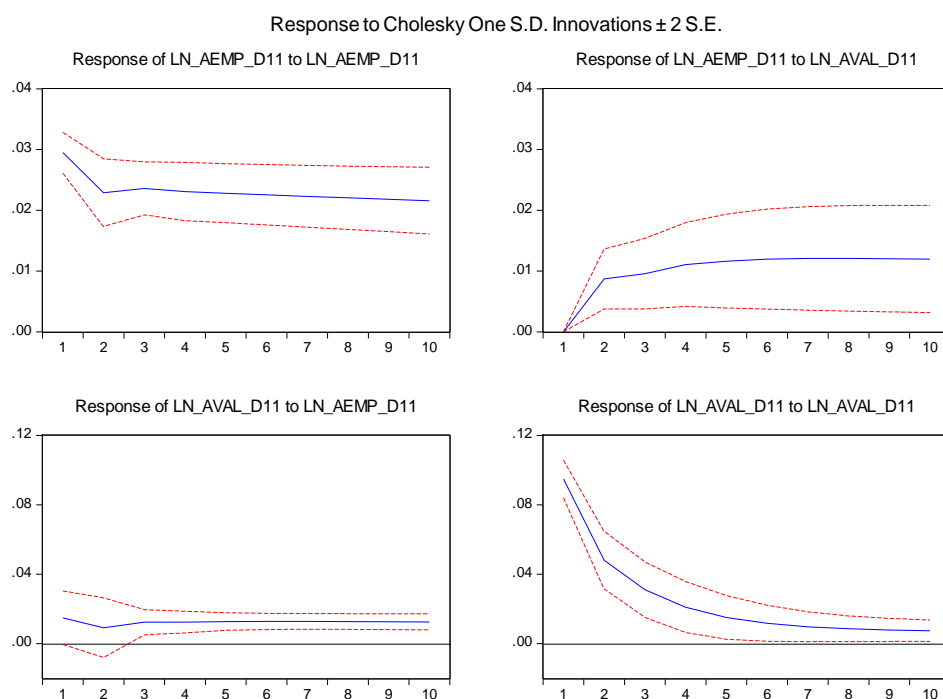


Figura 4: Função de Impulso-Resposta para FAT e EMP

Fonte: Dados da pesquisa

A Figura 5 ilustra a resposta da produção (AVAL_D11) a inovações em sua própria variável e na produtividade parcial total de fatores (PTF). A resposta da PTF a choques na produção é praticamente nula. No entanto, apesar da fraca resposta, nota-se que nos dois primeiros meses a produtividade cai, resultante de inovações na produção. Em seguida, cresce e se estabiliza. Mudanças na produção podem ocorrer de diversas formas. A mudança de uma linha de produção, por exemplo, pode alterar uma linha de montagem. Essa alteração leva um tempo para ser absorvida e isso seguramente resulta em queda de produtividade.

De outro lado, choque na produtividade tem efeitos relativamente maiores na produção, dissipando-se lentamente ao longo do tempo. Mudanças na produtividade podem ocorrer, tal como na produção, de várias maneiras. Um curso de qualificação, por exemplo, tem efeitos no aumento da produtividade. A produção responde rapidamente a essa inovação nos primeiros dois meses. Tem uma leve queda para um nível relativamente menor e depois volta a crescer e se estabilizar a partir do terceiro mês.

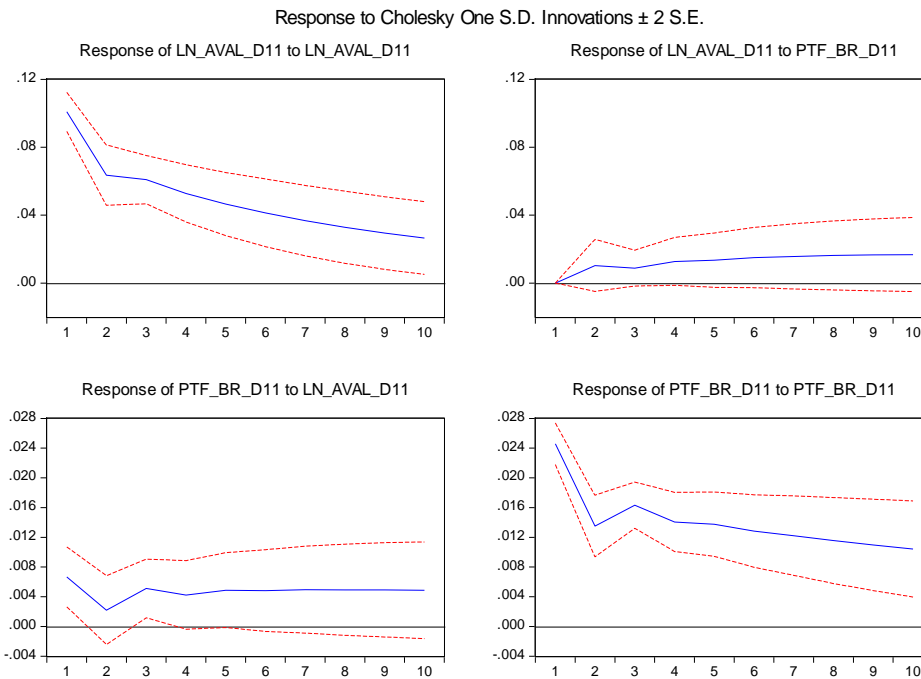


Figura 5: Função de Impulso-Resposta para Produção (FAT) e Produtividade (PTF)

Fonte: dados da pesquisa

4.2.6. Estimação das leis por *DynamicLeastSquares (DOLS)*

Conforme seção 4.2.1, constatou-se que todas as séries são estacionárias na primeira diferença, com exceção da variável produtividade. Igualmente, as séries são cointegradas, o que implicou na aplicação do vetor de correção de erro. O uso do modelo VEC, embora forneça as relações de curto e de longo prazo, não permite obtenção do coeficiente de Verdoorn tão simplesmente. Nesse sentido, para estimarem-se os coeficientes e finalizar-se a verificação da lei de Kaldor-Verdoorn, aplicar-se-á o método DOLS (*DynamicLeastSquares*). Através desse método, que consiste em regressar a variável com níveis contemporâneos das demais variáveis, porém em níveis desafiados de suas próprias primeiras diferenças. Tal método possibilita captar os efeitos de longo prazo.

A equação a seguir ilustra o resultado aplicado para a lei de Verdoorn, testando a relação entre produção e produtividade, apenas. O resultado foi similar àqueles encontrados na literatura, com o coeficiente de Verdoorn igual a 0,46. Esse resultado, significativo a 1% de probabilidade, além de confirmar a lei de Verdoorn, sugere ganhos de escala na produção do Polo Industrial de Manaus (em detalhes no ANEXO G).

$$PTF = 0,4583Produção - 0,06140 \quad (17)$$

A equação a seguir ilustra o resultado aplicado para a lei de Kaldor-Verdoorn em que a variável emprego é dependente da produção e do capital. O coeficiente de Verdoorn pode ser obtido pela subtração de 1 do valor do coeficiente da variável produção. Assim, encontra-se o resultado de $0,552 = (1-0,448)$. Ou seja, com a aplicação dessa Lei, mais uma vez confirma-se que no PIM a lei de Kaldor-Verdoorn apresenta

resultados muito próximos àqueles já verificados na literatura mundial (em detalhes no ANEXO H).

$$EMP = 0,448Produção + 1,143Capital - 0,279 \quad (18)$$

O próprio Kaldor, em suas estimações da lei para países da OCDE, encontrou coeficiente próximo de 0,5. Esse resultado mostra que o aumento da produção tem impacto reduzido no emprego, isto é, para cada aumento de 1% na produção, o emprego cresce 0,448%. Com esse resultado pode-se ressaltar que no período considerado para análise, houve retornos de escalas, pois obteve-se mais produto com menos mão de obra. De acordo com o resultado acima, e seguindo o que consta na literatura, pode-se afirmar que o coeficiente estimado entre 0 e 1 é condição suficiente para constatar a existência de economias de escalas estáticas e dinâmicas no Polo Industrial de Manaus.

5. CONCLUSÕES

O objetivo desse artigo foi verificar a aplicabilidade da Lei de Kaldor-Verdoorn ao Polo Industrial de Manaus. Isto implica em checar se a lei de Kaldor-Verdoorn é capaz de explicar o comportamento da produtividade no PIM no período de 2002 a 2014. Ao mesmo tempo, encontrar algumas respostas às críticas sobre aquele modelo de desenvolvimento. Para tanto, utilizou-se o método de séries temporais, aplicando o método de correção de erro para séries cointegradas, bem como a aplicação de um VAR para determinação dos coeficientes da Lei de Verdoorn e avaliação das respostas da produtividade e do emprego a impulsos na produção, finalizando com o método de *DynamicLeastSquares* (DOLS) para estimação dos coeficientes.

Os resultados mostram evidências a favor da cointegração entre a produção industrial e a produtividade do trabalho no setor da indústria transformadora, bem como entre a produção e o emprego. Tais resultados são coerentes com outros modelos econométricos que estudaram a lei de Kaldor-Verdoorn usando essa mesma metodologia. A validade da Lei de Kaldor-Verdoorn pode ser interpretada como evidência da presença de retornos crescentes à escala. Esse resultado foi também confirmado na regressão usando o VAR, cujos coeficientes encontrados mostram ganhos de escala. Diante do exposto, constata-se que apesar da queda da produtividade no PIM no início da série analisada, ainda assim aquela indústria apresenta eficiência na produção.

Em equilíbrio de longo prazo, a elasticidade da produtividade com relação à produção industrial se aproxima de 0,45. Apesar do intenso debate sobre o tema, passando por (KALDOR, 1966), (ROWTHORN, 1975), (MCCOMBIE, 1982) e (THIRLWALL, 1983). No todo, o debate parece ser inconclusivo, e muitas vezes os resultados encontrados divergem dadas às variáveis escolhidas e aos métodos utilizados para as estimações da produtividade (PP OU PTF).

A propriedade de cointegração, de acordo com Engle e Granger, pode ser interpretada como uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, o que foi verificado no caso do PIM. A lei de Kaldor-Verdoorn sugere que aumentos de produção impactam positivamente na produtividade da indústria transformadora e a análise precedente parece dar fortes indícios sobre a validade da mesma no PIM. Ademais o trabalho segue a tendência de resultado na literatura preexistente assim como corrobora os resultados de Silva (2006) que também encontrou economias de escala para o PIM.

Destacam-se as evidências do PIM ser dinâmico e capaz de gerar crescimento endogenamente como um forte argumento para refutar as críticas históricas pelas quais passa o modelo ZFM, como os incentivos fiscais, indústria maquiladora, enclave industrial. Tais críticas, sem forte embasamento empírico, podem ser contestadas diante de resultados que indiquem que o polo possui uma dinâmica industrial e é capaz de gerar e sustentar o crescimento através de suas economias de escala estáticas e dinâmicas. Essas, contudo, devem ser exploradas e aprofundadas, inclusive através de investimentos em infraestrutura para maior integração do PIM com o restante do Brasil

Por fim, há que se fazer menção aos resultados que necessitam de maior investigação como a estimação da produtividade através de *proxies* como a energia. Também pela ainda grande dependência do PIM quanto à importação de insumos (embora esse seja um reflexo da própria dinâmica da indústria de transformação brasileira). Quanto ao PPB que ao engessar as indústrias do polo, interfere nos resultados da produtividade, é preciso verificar com maior especificidade os impactos desse processo sobre o crescimento e desenvolvimento do polo.

A lei de Kaldor-Verdoorn ainda necessita de mais estudos acerca de sua identidade, do paradoxo estático-dinâmico que revela diferentes resultados como é retratado na literatura. Além disso, a própria lei, que ganhou esse status ao longo dos anos, prova sua validade quando é empiricamente testada. Raras são as análises regionais realizadas, e estas podem ser poderosos instrumentos para a verificação da eficácia e para implantação de políticas econômicas de desenvolvimento.

REFERÊNCIAS

ARIFFIN, N.; FIGUEIREDO, P. N. Internacionalização de competências tecnológicas: implicações para estratégias governamentais e empresariais de inovação e competitividade da indústria eletrônica no Brasil. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2003. 172p

BAPTISTA, M. A. C. Competitividade da Indústria de Bens Eletrônicos de Consumo: Nota Técnica Setorial do Complexo Eletrônico”. In: MCT/Finep/PADCT, Estudo da Competitividade da Indústria Brasileira. Campinas, 1993.

BISPO, J. S. Criação e distribuição de riqueza pela Zona Franca de Manaus. Tese (Doutorado em Controladoria e Contabilidade) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo. São Paulo, 2009.

BRASIL. Constituição (1988). Emenda Constitucional nº 83, de 5 de agosto de 2014. Acrescenta o art. 92-A ao Ato das Disposições Constitucionais Transitórias - ADCT. 2014. Disponível em <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/emendas/emc/emc83.htm> Acesso em 15 Out. 2015

BRASIL. Economia e Emprego. Polo Industrial de Manaus fatura R\$ 87,2 bilhões em 2014. Disponível em: <<http://www.brasil.gov.br/economia-e-emprego/2015/02/polo-industrial-de-manaus-fatura-r-87-2-bilhoes-em-2014>> Acesso em 20 Fev. 2015

CASTIGLIONE, C. Verdoorn-Kaldor 's Law : an empirical analysis with time series data in the United States. , v. 1, n. 3, p. 135–151, 2011.

CAVALCANTE, L. R.; NEGRI, F. De. Produtividade no brasil: uma análise do período recente. Textos para discussão. Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-ISSN 1415-4765, 2014.

ENDERS, W. Applied econometric time series. John Wiley & Sons, 2008.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, p. 251-276, 1987.

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

GUERRA, M. F. L. O complexo eletrônico no brasil: uma análise regional. 1995. Dissertação de mestrado - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional - CEDEPLAR, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.

GUIMARÃES, P. W. A lei de Kaldor-Verdoorn na economia brasileira. 2002. Dissertação (Mestrado em Ciências) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, São Paulo.

HARRIS, R. I. D.; LAU, E. Verdoorn's law and increasing returns to scale in the UK regions, 1968-91: some new estimates based on the cointegration approach. *Oxford Economic Papers*, v. 50, n. 2, p. 201–219, 1998.

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

LIMA, J. C. VALLE, M. I. M. Espaços da globalização: Manaus e as fábricas na Amazônia. *Contemporânea – Revista de Sociologia da UFSCar*. São Carlos, v. 3, n. 1, jan-jun 2013, pp. 73-88.

LYRA, F. T.; PINHEIRO, V.; SARMENTO, V. Os incentivos fiscais à indústria da zona franca de Manaus: uma avaliação. Rio de Janeiro: Ipea, 1995.

MAMGAIN, V. et al. Are the Kaldor-Verdoorn laws applicable in the newly industrializing countries?. *Review of development economics*, v. 3, n. 3, p. 295-309, 1999.

MARINHO, E. L. L.; NOGUEIRA, C. A. G.; ROSA, A. L. T. DA. Evidências empíricas da lei de Kaldor-Verdoorn para a indústria de transformação do Brasil (1985-1997). *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 3, p. 457–482, 2002.

MATOS, O. *Econometria básica: teoria e aplicações*. 3rd ed. São Paulo: Atlas, 2000.

MCCOMBIE, J. SL. Economic growth, Kaldor's laws and the static–dynamic

- Verdoorn law paradox. *Applied Economics*, v. 14, n. 3, p. 279-294, 1982.
- MCCOMBIE, J.. Increasing returns and the Verdoorn Law from a Kaldorian perspective. In: *Productivity growth and economic performance*. Palgrave Macmillan UK, 2002. p. 64-114.
- MCCOMBIE, J. SL; PUGNO, M; SORO, Bruno (Ed.). *Productivity Growth and Economic Performance: Essays on Verdoorn's Law*. Palgrave Macmillan, 2003.
- MILLEMACI, E.; OFRIA, F. Kaldor-Verdoorn's law and increasing returns to scale: A comparison across developed countries. *Journal of Economic Studies*, v. 41, n. 1, p. 140–162, 2014. Disponível em: <<http://www.emeraldinsight.com/10.1108/JES-02-2012-0026>> Acesso em 20 Mar. 2015.
- MIRANDA, R. N. de. Zona Franca de Manaus: Desafios e Vulnerabilidades. Núcleo de Estudos e Pesquisas do Senado, *Textos para Discussão - 126*, Abril, 2013, 43 p. Disponível em <<http://www.senado.gov.br>> Acesso em 14 Mar. 2015.
- MORRONE, H. A Lei de Kaldor-Verdoorn no Brasil: uma análise dos setores industrial e agropecuário. 2006. 122 f. Dissertação (Mestrado em Economia do Desenvolvimento)–Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2006.
- 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. 75-85, 2013.
- MORRONE, H. O aumento da demanda estimula a produtividade? Uma análise de Causalidade de Granger para a manufatura brasileira. UFRGS, 2014. Disponível em: <http://www8.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2014_10.pdf> Acesso em 31 Mar 2015.
- NEGRI, F. DE; CAVALCANTE, L. R.; MESSA, A.; et al. *Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes*. Brasília : ABDI :IPEA, 2014. 445 p. ISBN: 978-85-7811-228-8
- ROWTHORN, R. E. A reply to Lord Kaldor's comment. *The Economic Journal*, v. 85, n. 340, p. 897-901, 1975.
- SILVA, R. R. da. O Pólo Industrial de Manaus avaliado como modelo de desenvolvimento econômico sob o enfoque da Lei de Kaldor-Verdoorn. Dissertação (Mestrado em Planejamento do Desenvolvimento). Universidade Federal do Pará. 2006
- STOCK, J.; WATSON, M. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, v. 61, n. 4, p. 783–820, 1993.
- SUFRAMA. SUFRAMA - Superintendência da Zona Franca de Manaus. Disponível em: <http://www.suframa.gov.br/zfm_indicadores_do_pim.cfm>. Acesso em: 17/2/2016.

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

THIRLWALL, A. P. Rowthorn's interpretation of Verdoorn's law. *The Economic Journal*, v. 90, n. 358, p. 386-388, 1980.

VALLE, M. DE M.; LIMA, J. Espaços da globalização: Manaus e as fábricas na Amazônia. *Revista Semestral do Departamento e do Programa de Pós-Graduação em Sociologia da UFSCar*, v. 3, n. 1, p. 73, 2013.

VERDOORN, P. J. Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro. Ed. *L'industria*, 1949.

WELLS, H.; THIRLWALL, A. P. Testing Kaldor's growth laws across the countries of Africa. *African Development Review*, v. 15, n. 2-3, p. 89-105, 2003.

ANEXOS

ANEXO A – Teste ADF de raiz unitária para emprego

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 153

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.305	-3.492	-2.886	-2.576

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.6267

D.ln_emp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_emp						
L1.	-.0128313	.0098291	-1.31	0.194	-.0322536	.0065911
LD.	-.1737708	.0813913	-2.14	0.034	-.3346011	-.0129405
L2D.	.0333304	.0826686	0.40	0.688	-.1300502	.1966581
_cons	.0116563	.0054393	2.14	0.034	.0009083	.0224044

Fonte: Dados da Pesquisa

ANEXO B – Teste ADF de raiz unitária para Produção

. dfuller ln_val, regress lags(2)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 153

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.338	-3.492	-2.886	-2.576

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.1600

D.ln_val	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_val						
L1.	-.1133859	.0484971	-2.34	0.021	-.2092168	-.0175551
LD.	-.2677098	.0852543	-3.14	0.002	-.4361735	-.0992462
L2D.	-.1145678	.0819783	-1.40	0.164	-.2765581	.0474224
_cons	.0549607	.0232541	2.36	0.019	.0090103	.100911

Fonte: Dados da Pesquisa

ANEXO C – Teste ADF de raiz unitária para Capital

```
. dfuller ln_cap, regress lags(2)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs =      153
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.449	-3.492	-2.886	-2.576

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.1283

D.ln_cap	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_cap						
L1.	-.0477847	.0195099	-2.45	0.015	-.0863366	-.0092328
LD.	-.4765844	.0802044	-5.94	0.000	-.6350694	-.3180994
L2D.	-.0740801	.0799671	-0.93	0.356	-.2320961	.0839359
_cons	.0294079	.0102041	2.88	0.005	.0092445	.0495714

Fonte: Dados da Pesquisa

ANEXO D – Teste ADF de raiz unitária para PTF

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs =      153
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-4.568	-3.492	-2.886	-2.576

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0001

D.ln_ptf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_ptf						
L1.	-.3575421	.0782791	-4.57	0.000	-.5122227	-.2028616
LD.	-.1209342	.0902214	-1.34	0.182	-.2992128	.0573444
L2D.	.0174833	.0819234	0.21	0.831	-.1443985	.1793651
_cons	.0519987	.0142678	3.64	0.000	.0238053	.0801921

Fonte: Dados da Pesquisa

ANEXO E – Critério de Seleção de Defasagem para estimação de VEC

```
. varsoc ln_emp ln_val ln_cap
```

```
Selection-order criteria
Sample: 2002m5 - 2014m12      Number of obs =      152
```

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	364.676				1.7e-06	-4.7589	-4.73465	-4.69921
1	749.708	770.06	9	0.000	1.2e-08	-9.70669	-9.60971	-9.46796*
2	770.188	40.96*	9	0.000	1.1e-08*	-9.85774*	-9.68802*	-9.43996
3	774.179	7.9831	9	0.536	1.1e-08	-9.79183	-9.54939	-9.19502
4	776.755	5.1502	9	0.821	1.2e-08	-9.7073	-9.39211	-8.93143

```
Endogenous: ln_emp ln_val ln_cap
Exogenous: _cons
```

Fonte: Dados da Pesquisa

LN_PRODUCAO	0.448784	0.112195	4.000032	0.0001
LN_CAPITAL	1.143987	0.120858	9.465523	0.0000
C	-0.279004	0.030172	-9.247191	0.0000
R-squared	0.950854	Meandependent var		0.487588
Adjusted R-squared	0.948124	S.D. dependent var		0.255103
S.E. of regression	0.058103	Sum squared resid		0.486139
Durbin-Watson stat	0.480166	Long-runvariance		0.011619

Fonte: Dados da Pesquisa