See discussions, stats, and author profiles for this publication at: https://www.researchgate.net/publication/281884083

Análise temporal dos indicadores da indústria de transformação da Bahia: uma abordagem com métodos da mecânica estatística

Research · September 2015

DOI: 10.13140/RG.2.1.2298.1609

READS

34

3 authors, including:



Aloisio Machado

Universidade Estadual de Feira de Santana

24 PUBLICATIONS **102** CITATIONS

SEE PROFILE





Análise temporal dos indicadores da indústria de transformação da Bahia: uma abordagem com métodos da mecânica estatística

Everaldo Freitas Guedes*
Gilney Figueira Zebende**
Aloísio Machado da Silva Filho***

A indústria de transformação é um setor que tem por finalidade transformar matéria-prima em produtos comercializáveis (acabados ou semiacabados), utilizando para esse fim trabalho manual ou mecânico e energia. Essa atividade tem grande relevância para a economia pelo fato de produzir materiais exigidos por setores de importância estratégica, como a infraestrutura nacional e a defesa, e por empregar grande parcela da população. Na Bahia, a situação não é divergente. O setor de transformação exerce um papel essencial, devido, principalmente, à capacidade de geração de emprego e renda, contribuindo para o desenvolvimento econômico e social do estado.



^{*} Mestre em Modelagem Computacional e Tecnologia Industrial pelo Senai/Cimatec. everaldoguedes@oi.com.br

^{**} Pós-doutor pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ); doutor em Física pela Universidade Federal Fluminense (UFF) e professor do Programa de Pós-graduação em Modelagem Computacional e Tecnologia Industrial do Senai/Cimatec e do Departamento de Física da Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS). gfzebende@hotmail.com

^{***} Doutor em Modelagem Computacional e Tecnologia Industrial pelo Senai/Cimatec e professor adjunto do Departamento de Ciências Exatas na área de estudo Probabilidade e Estatística da Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS), aloisioestatistico@vahoo.com.br.

De acordo com dados do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), contidos na Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), o número de trabalhadores na indústria de transformação baiana cresceu significativamente, saltando de 103,5 mil, em 1990, para 229,5 mil em 2012 (uma variação positiva de 121,74%). Como característica, a produção dessa atividade econômica apresenta-se concentrada em torno de segmentos especializados na fabricação de bens intermediários, destinados, em grande parte, a abastecer as regiões Sul e Sudeste do país (UDERMAN, 2005). Entretanto, por causa da interferência de fatores de mercado, endógenos ou exógenos, a produção industrial, ao longo do tempo, tem sido caracterizada por apresentar um comportamento complexo, exibindo, por exemplo, sazonalidade e intensas variações aleatórias. Esses fatores têm dificultado diretamente o planejamento e a tomada de decisão, proporcionando maior risco para quem mantém investimentos no setor. À luz desse fato, considera-se que os analistas, ao aplicar com propriedade métodos quantitativos e qualitativos, poderão alcançar um diferencial no planejamento e na tomada de decisão.

A estatística, como área do conhecimento, tem desempenhado um papel fundamental, por ser uma ciência destinada a fornecer métodos para lidar, racionalmente, com situações sujeitas a incertezas. Neste trabalho será enfatizada a área de estudo da estatística denominada análise de séries temporais, que tem como objetivo descrever e analisar os comportamentos passados da série, visando à compreensão do comportamento e à consequente previsão de movimentos futuros (MORETTIN; TOLOI, 2004). Motivado pelo que foi apresentado até aqui, este artigo pretende analisar a dinâmica temporal do indicador de produção da indústria de transformação da Bahia, bem como dos segmentos alimentos e bebidas; borracha e plásticos; celulose e papel; metalurgia básica; minerais não metálicos; químico; e refino de petróleo e álcool, de modo a fornecer mais um procedimento para gestão de tais indicadores. Para contemplar tal objetivo serão utilizados instrumentos conhecidos na literatura como métodos da mecânica estatística: detrended fluctuation analysis (DFA), idealizado por Peng e outros (1994), e coeficiente de correlação cruzada $ho_{ extit{DCCA}}$ implementado por Zebende (2011).

Para analisar a dinâmica temporal da indústria de transformação da Bahia no período de janeiro de 1991 a dezembro de 2013, o presente artigo está estruturado em cinco seções: Introdução; A indústria de transformação; O indicador de produção industrial; Métodos estatísticos; Resultados; e Considerações finais.

A INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO

O setor da indústria de transformação é voltado para a conversão de matérias-primas em bens, distinguindo-se da agricultura e da indústria extrativa mineral por abranger todas as etapas da produção industrial, incluindo a agroindustrial, como açúcar, sucos e beneficiamento de produtos agrícolas (SANDRONI, 1999). Na indústria de transformação, as atividades podem ser classificadas conforme as categorias de uso dos bens produzidos, como indústrias de bens de capital, de bens intermediários e de bens de consumo (MENDES et al., 2007).

Os bens de capital são os que permitem produzir outros bens, como máquinas, equipamentos e computadores. Os bens intermediários são os que ainda estão inacabados e precisam ser transformados para atingir a sua finalidade principal, a exemplo do aço, do vidro e da borracha, usados na produção de carros. Por fim, os bens de consumo são aqueles diretamente usados para a satisfação das necessidades humanas. Estes podem ser duráveis (carros, móveis, eletrodomésticos) e ou não duráveis (gasolina, alimentos, cigarro). De acordo com Sandroni (1999), os bens de consumo duráveis prestam serviço durante um período de tempo relativamente longo, enquanto os não duráveis possuem utilidade por pouco tempo. Ademais, o autor explica que os bens duráveis diferem dos não duráveis pelo fato de que sua comercialização está sujeita a oscilações muito maiores, devido a modismos, à situação econômica geral e a outras influências. Em consequência, as indústrias que produzem bens duráveis são muito mais afetadas pelas crises econômicas do que as que se dedicam aos bens não duráveis.

Na próxima seção serão abordados conceitos relativos ao indicador de produção industrial que darão suporte à análise das séries temporais dessa pesquisa.



O INDICADOR DE PRODUÇÃO INDUSTRIAL

O indicador de produção industrial tem como objetivo principal fornecer, mensalmente, uma estimativa do desempenho da atividade industrial, tendo como alicerce as informações de quantidades produzidas de um universo de produtos selecionados pela Pesquisa Industrial Mensal (produção física) (PIM-PF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2004).

| Tabela 1 Setores investigados pela PIM-PF na Bahia | | | | | | |
|---|----------------|------|--|--|--|--|
| Setor | Nº de produtos | (%) | | | | |
| Alimentos e bebidas (1) | 14 | 18,9 | | | | |
| Borracha e plástico (2) | 6 | 8,1 | | | | |
| Celulose e papel (3) | 3 | 4,1 | | | | |
| Metalurgia (4) | 8 | 10,8 | | | | |
| Minerais não metálicos (5) | 5 | 6,8 | | | | |
| Químico (6) | 29 | 39,2 | | | | |
| Refino de petróleo e álcool (7) | 8 | 10,8 | | | | |
| Veículos automotores (8) | 1 | 1,4 | | | | |
| Total | 74 | 100 | | | | |

- (1) Águas minerais e águas gaseificadas sem adoçantes ou aromatizantes; cacau em pó, sem adição de açúcar ou de outros edulcorantes; café torrado e moído, inclusive aromatizado; cervejas e chope; farinha de trigo; farinhas e pellets da extração do óleo de soja; leite em pó, blocos e grânulos; manteiga, gordura e óleo de cacau; óleo de soja em bruto, mesmo degomado; óleo de soja refinado; óleos vegetais, hidrogenados, mesmo refinados; pasta de cacau, inclusive líquor; refrigerantes; tortas, bagaços, farelos e outros resíduos da extração de óleo de soja.
- (2) Chapas ou folhas de plástico; embalagens de plástico para produtos alimentícios ou de bebidas; garrafões, garrafas, frascos e artigos semelhantes de plástico (PET); pneumáticos novos de borracha; sacos ou sacolas de plástico para embalagens; tubos canos e mangueiras de plásticos, exclusive eletrodutos.
- (3) Papel higiênico; papel, não revestido, para usos na escrita, impressão e outros fins gráficos; pastas químicas de madeira (celulose), processo sulfato, branqueadas.
- (4) Alumínio não ligado em formas brutas (lingotes, plaquetas, granalhas etc.); arames farpados de aço; barras, perfis e vergalhões de cobre e de ligas de cobre; ferrosilício, fio-máquina de aço e carbono; lingotes, blocos, tarugos ou placas de aço de carbono; ouro em barras, fios, perfis, chapas e outras formas semimanufaturadas; vergalhões de aço de carbono.
- (s) Cimentos portland, exceto brancos; granito talhado, serrado ou trabalhado de outro modo, inclusive chapas de granito para pias; azulejos de cerâmica decorados; massa de concreto preparada para construção; painéis, ladrilhos, telhas e semelhantes, de fibrocimento.
- (6) Hexanolactama; ácido sulfúrico; acrilonitrila; adubos e fertilizantes com nitrogênio, fósforo e potássio; agentes orgânicos de superfície, exceto sabões; amoníaco (amônia); benzeno; butadieno não saturado; cloro; copolímero de etileno; dióxidos de titânio; estireno; éter metil-ter-butílico (MTBE); etileno; etileno glicol; hidróxido de sódio; misturas de alquibenzenos; octanol; policarbonatos; PVC; polietileno de alta densidade; polietileno de baixa densidade; princípios ativos para herbicidas; propeno (propileno) não saturado; sulfato de amônia ou uréia; xilenos (o-xileno, m-xileno, p-xileno).
- (7) Álcool etílico não desnaturado, com teor alcoólico em volume >=80% (anidro e hidratado); asfalto de petróleo, cimento asfáltico ou outros resíduos de óleos de petróleo ou de outros minerais betuminosos; gás liquefeito de petróleo (GLP); gasóleo (óleo diesel) e outros óleos combustíveis; gasolina automotiva; naftas para petroquímica; óleos lubrificantes sem aditivos; querosenes de aviação.
- (s) Automóveis, jipes ou caminhonetas para o transporte de passageiros, com motor de ignicão de faísca de qualquer cilindrada.

A pesquisa é realizada nos estados mais industrializados do país: Amazonas, Bahia, Ceará, Espírito Santos, Goiás, Minas Gerais, Pará, Paraná, Pernambuco, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo. Na Bahia, essa pesquisa é realizada em oito dos 23 setores da indústria de transformação, e a amostra é constituída por 74 produtos. A Tabela 1 apresenta a distribuição da amostra por setor da indústria de transformação.

A próxima seção traz os procedimentos metodológicos dos métodos estatísticos abordados na presente pesquisa.

MÉTODOS ESTATÍSTICOS

Método DFA - autocorrelação

A análise das flutuações sem a componente tendência, do inglês detrended fluctuation analysis (DFA), implementada por Peng e outros (1994), pode ser modelada para identificar e mensurar autocorrelação de longo alcance em séries temporais não estacionárias. Segundo Machado (2014), uma das peculiaridades do método DFA é permitir a identificação de autoafinidade e de autocorrelação em séries temporais com tendências. Em uma série temporal existe autoafinidade quando são mantidas as propriedades estatísticas observadas em diferentes escalas de tempo (MACHADO, 2014). Devido à sua robustez e a aplicações em diversas áreas do conhecimento¹, o DFA motivou pesquisadores a estudá-lo em relação à não estacionariedade, às tendências polinomiais e aos efeitos do tamanho finito (GALHARDO, 2010). De acordo com Peng et al.(1994), é necessário seguir os seguintes passos para modelar o DFA:

Passo 1 – Define-se o desvio padrão de cada registro em relação à incidência média da série completa, integrando



¹ É possível citar sua aplicação em séries de veículos e passageiros do sistema ferry boat (ZEBENDE; MACHADO, 2009); sinais biológicos (IVANOV et al., 1998); séries temporais de fenômenos físicos (MORET, 2014); séries econômicas (ZEBENDE; SILVA; MACHADO, 2011); climatologia (TALKNER; WEBER, 2000); séries históricas de indicadores de criminalidade e violência (SOARES et al., 2008) e (MACHADO; SILVA; ZEBENDE, 2014).

o sinal u_i (série original) e obtendo-se a série integrada y(k) pela seguinte expressão:

$$y(k) = \sum_{i=1}^{n} u_i - \langle u \rangle; k = 1,2 \quad N.$$

em que $\langle u \rangle$ denota o valor médio de $\,u_{i}$, e $\,N$, o total de pontos da série.

Passo 2 – A série integrada y(k) é dividida em intervalos de igual tamanho n não sobrepostos. Para cada intervalo de tamanho n, é necessário ajustar um polinômio de grau maior ou igual a 1 a y(n), denotado por $y_n(k)$ (Figura 1).

Passo 3 – Em seguida, a série integrada y(k) é subtraída de $y_n(k)$ em cada intervalo de tamanho n., com base na seguinte expressão (Figura 1):

$$F_{DFA}(n) = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{k=1}^{N} [y(k) - y_n(k)]^2},$$

e o cálculo anterior é repetido sistematicamente para diferentes amplitudes de tamanho $n \left(4 \le n \le \frac{N}{4}\right)$.

Passo 4 – Verificar se $F_{DFA}(n)$ tem comportamento do tipo $F_{DFA}(n) \approx n^{\alpha}$ (Figura 2). Neste caso, α denota o expoente de correlação de longo alcance. Aplicando $\log \mbox{em} \ F_{DFA}(n) = n^{\alpha}$, tem-se:

$$\log F_{DFA}(n) = \log a + \alpha \log n$$

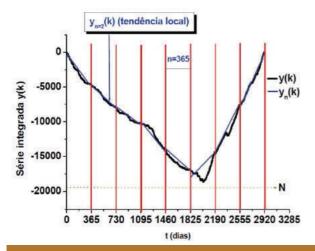


Figura 1 Série integrada y(k) dividida em intervalos de 365 dias e as tendências locais $y_n(k)$ dos acidentes de trânsito sem lesão registrados diariamente em Salvador-BA, 2003 a 2010

Fonte: Machado (2009)

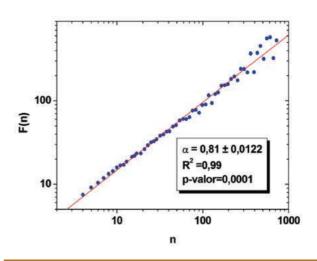


Figura 2 Comportamento do expoente α dos acidentes de trânsito sem lesão registrados diariamente Salvador-BA – 2003-2010

Fonte: Machado (2009).

Para séries temporais não correlacionadas, espera-se $\alpha=0,50$, caso típico de séries aleatórias. Se $\alpha>0,50$, pode-se inferir que a série apresenta comportamento persistente de longo alcance. Caso $\alpha<0,50$, espera-se um comportamento antipersistente. SOARES e outros (2008) relatam que o expoente obtido pelo DFA permite avaliar em que medida as flutuações da série temporal passada implicam manutenção do comportamento das flutuações da série temporal futura, indicando um efeito de memória de longa duração na série. Na próxima seção será abordado o coeficiente capaz de mensurar o nível da correlação cruzada entre duas séries temporais em regime não estacionário.

Coeficiente de correlação cruzada sem tendência $\rho_{\scriptscriptstyle DCCA}$

O coeficiente de correlação cruzada sem tendência $\rho_{DCC/\!\!/}$ modelado por Zebende (2011), destina-se à quantificação do nível de correlação cruzada, tendo como base o DFA (PENG et al., 1994) e o detrended cross-correlation analysis (DCCA) (PODOBNIK; STANLEY, 2008). Segundo Zebende (2011), o expoente obtido por meio do DCCA quantifica a correlação cruzada como lei de potência, mas não quantifica o nível da correlação cruzada.



O ρ_{DCCA} destina-se à estimação do coeficiente de correlação cruzada em diferentes escalas de tamanho n, cujo coeficiente possui campo de variação limitado entre -1 e 1, como outros coeficientes de correlação cruzada. Desta maneira, -1 denota anticorrelação perfeita, e 1, correlação perfeita. Por outro lado, o $\rho_{DCCA}=0$ significa que não existe correlação cruzada entre os sinais. O campo de variação supracitado foi provado por Podobnik e outros (2011), tendo como método a desigualdade de Cauchy. Segundo Zebende (2011), Vassoler e Zebende (2011), e Fernandes e outros (2015), devem-se seguir os seguintes passos para modelar o ρ_{DCCA} :

Passo 1 – De posse de duas séries temporais, em regime não estacionário, $\left\{x_{t}\right\}$ e $\left\{y_{t}\right\}$, t=1,2,3 N (N denotando o número total de pontos da série), integram-se as séries, obtendo os seguintes sinais:

$$xx_k = \sum_{t=1}^k x_t e yy_k = \sum_{t=1}^k y_t, k = 1,2,3$$
 N.

Passo 2 – Em seguida, dividem-se as duas séries integradas $\left\{ xx_{t}\right\} =\left\{ yy_{t}\right\} \exp\left(N-n\right)$ caixas sobrepostas de igual tamanho n com $4\leq n\leq\frac{N}{4}$.

Passo 3 - 'e calculada a tendência local em cada caixa pelo processo dos mínimos quadrados em cada série $xP_i(k)$ e $yP_i(k)$. Em seguida, define-se a covariância dos resíduos em cada intervalo por:

$$f_{xy}^{2}(n,i) = \frac{1}{n+1} \sum_{k=1}^{i=n} (xx_{k} - xP_{i}(k))(yy_{k} - yP_{i}(k))$$

Passo 4 – Calcula-se a média de todas as caixas sobrepostas (N-n) com o objetivo de obter uma nova função de covariância:

$$F_{xy}^{2} = \frac{1}{N-n} \sum_{i=1}^{N-n} f_{xy}^{2}(n,i).$$

Passo 5 – É calculado o coeficiente de correlação cruzada sem tendência $\rho_{\rm DCC4}(n)$ por:

 $\rho_{\scriptscriptstyle DCCA}(n) = \frac{F_{\scriptscriptstyle xy}^2(n)}{F_{\scriptscriptstyle xx}(n)F_{\scriptscriptstyle yy}(n)} \; . \; \text{Em que } F_{\scriptscriptstyle xx}\!\left(n\right) \; \text{e } F_{\scriptscriptstyle yy}\!\left(n\right) \; \text{são as funções de autocorrelação, definidas pelo método DFA de cada uma das séries envolvidas.}$

De acordo com Wang e Xie (2013), uma das vantagens do coeficiente de correlação cruzada $\rho_{\rm DCCA}$ em

relação aos demais, como o coeficiente de correlação de Pearson, é a capacidade de mensurar correlação entre dois sinais em diferentes escalas de tempo n. Além disso, a correlação entre os sinais é obtida sem a componente tendência, que tende a mascarar as verdadeiras correlações (MACHADO; SILVA; ZEBENDE, 2014). Na seção a seguir serão apresentados os resultados da pesquisa.

RESULTADOS

Análise exploratória

A fim de avaliar o comportamento das variáveis objetos de estudo, foram calculadas algumas medidas descritivas (Tabela 2). Ao se analisar as referidas medidas, constataram-se variabilidade relativa moderada $\left(10\% < CV < 50\%\right)$ e comportamento assimétrico em todas as variáveis em torno dos valores médios, o que caracteriza comportamento não estacionário (Tabela 2). Para uma melhor compreensão das flutuações das séries originais, elas foram representadas graficamente aos pares (Figura 3).

Autocorrelação das séries - DFA

Para atender ao objetivo da presente pesquisa, aplicou--se o DFA nas séries temporais do indicador de produção da indústria de transformação (agregado) e demais segmentos da Bahia, de janeiro de 1991 a dezembro de 2013 (Tabela 3 e Figura 4).

A modelagem via DFA identificou persistência para as séries temporais do indicador da indústria de transformação (agregado) e demais segmentos ($\alpha > 0,50$) (Tabela 3). Neste caso, se existir uma tendência de crescimento ou decrescimento nos indicadores analisados, esse comportamento tende a ocorrer em longo prazo. O expoente obtido pela modelagem do DFA permite avaliar em que medida as flutuações da série passada implicam a manutenção das flutuações da série futura, indicando ou não um efeito de memória de longa duração (SOARES et al., 2008). Baseando-se nessa afirmação é possível utilizar o DFA como mais um método de análise para os indicadores da indústria de transformação.



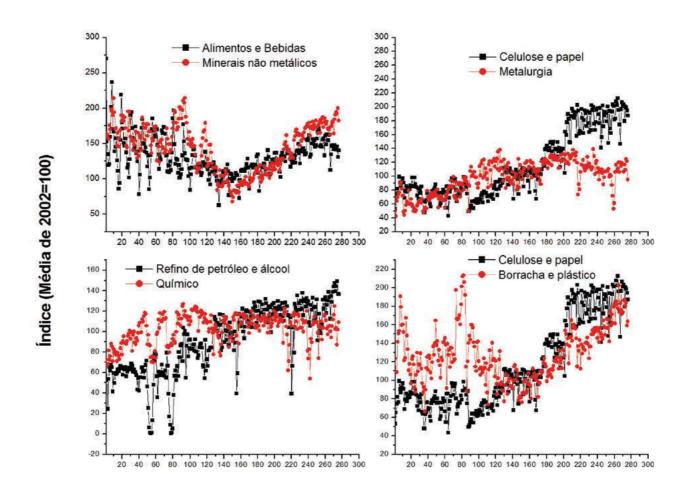


Figura 3 Índice mensal dos segmentos da produção industrial – jan. 1991-dez. 2013

Fonte: Elaboração própria.

| Tabela 2 Resumo descritivo das séries analisadas – jan. 1991-dez. 2013 (1) | | | | | | | | | |
|---|-------|--------|--------|-------|-------|-------|------|--|--|
| Segmento | Min | Max | Média | DP | CV | AS | Curt | | |
| Ind. de transformação | 59,35 | 143,39 | 104,94 | 17,56 | 16,73 | -0,06 | 2,10 | | |
| Alimentos e bebidas | 62,84 | 270,05 | 131,18 | 26,86 | 20,47 | 0,96 | 5,81 | | |
| Borracha | 66,34 | 213,46 | 128,98 | 29,43 | 22,82 | 0,45 | 2,71 | | |
| Celulose e papel | 43,19 | 212,56 | 115,14 | 47,48 | 41,24 | 0,61 | 1,96 | | |
| Metalurgia | 42,44 | 139,06 | 97,80 | 23,98 | 24,52 | -0,46 | 2,11 | | |
| Minerais não metálicos | 67,74 | 214,25 | 144,32 | 33,97 | 23,54 | -0,23 | 2,00 | | |
| Químico | 53,98 | 127,01 | 102,31 | 14,38 | 14,05 | -0,78 | 2,87 | | |
| Refino de petróleo e álcool | 0,59 | 149,03 | 90,74 | 33,12 | 36,50 | -0,54 | 2,68 | | |

Mês

Fonte: Elaboração própria.
Notas: Min=mínimo; Max=máximo; DP=desvio padrão; CV=coeficiente de variação de Pearson; As=assimetria; Curt=curtose.



Tabela 3 Valores do expoente α para o indicador de produção da indústria de transformação (agregado) e demais segmentos Jan. 1991-dez. 2013

| Segmento | Expoente α ± erro padrão | | |
|-----------------------------|---------------------------------|--|--|
| Ind. de transformação | 0,83±0,02 | | |
| Minerais não metálicos | 1,13±0,03 | | |
| Celulose e papel | 1,00±0,04 | | |
| Borracha e plástico | 0,96±0,02 | | |
| Refino de petróleo e álcool | 0,92±0,01 | | |
| Metalurgia básica | 0,85±0,03 | | |
| Químico | 0,85±0,02 | | |
| Alimentos e bebidas | 0,61±0,03 | | |

Fonte: Elaboração própria.

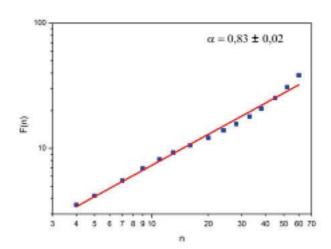


Figura 4 $F_{D\!F\!A} \, {\rm em} \, {\rm função} \, {\rm de} \, n \, {\rm para} \, {\rm o} \, {\rm indicador} \, {\rm de} \, {\rm produção} \, {\rm da} \, {\rm indústria} \, {\rm de} \, {\rm transformação} \, {\rm da} \, {\rm Bahia} \, ({\rm agregado}) \, {\rm Jan.} \, 1991-{\rm dez.} \, 2013$

Fonte: Elaboração própria.

Correlações cruzada das séries - $ho_{\it DCCA}$

Como o método DCCA quantifica a correlação cruzada como lei de potência, mas não quantifica o nível da correlação cruzada, na presente pesquisa optou-se pela modelagem do ρ_{DCCA} como instrumento de análise das correlações cruzadas entre o indicador da indústria de transformação da Bahia e seus segmentos (Figura 5). Como era esperado, a modelagem com o ρ_{DCCA} identificou correlação cruzada positiva entre as séries analisadas (Figura 5).

Com a análise da Figura 5 é possível constatar que, para grandes escalas de tempo ($n \ge 20$ meses), os segmentos

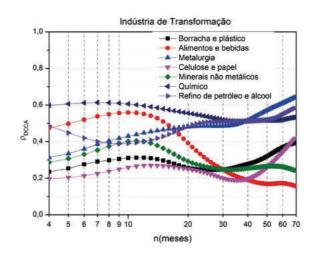


Figura 5
Correlação cruzada entre o indicador da indústria de transformação da Bahia (agregado) e os segmentos alimentos e bebidas; borracha e plástico; celulose e papel; metalurgia; minerais não metálicos; químico; e refino de petróleo e álcool Jan. 1991-dez. 2010

Fonte: Elaboração própria.

metalurgia, químico, e refino de petróleo e álcool obtiveram maiores correlações cruzadas. Já alimentos e bebidas, e químico apresentaram os maiores níveis de correlação cruzada em pequenas escalas de tempo $(4 \le n \le 10 \, \text{meses})$. Com os referidos resultados é possível inferir qual segmento tem maior ou menor peso no indicador de produção da indústria de transformação da Bahia, considerando a variável tempo. Para uma compreensão dos resultados, definiram-se os valores médios do ρ_{DCC4} no período em estudo (Tabela 4).

Tabela 4

Níveis de correlação cruzada entre o indicador da produção da indústria de transformação da Bahia (agregado) e os seus segmentos alimentos e bebidas; borracha e plástico; celulose e papel; metalurgia; minerais não metálicos; químico; e refino de petróleo e álcool – jan. 1991-dez. 2013

| Segmento | <i>n</i> ≤12 | 12< <i>n</i> ≤24 | 24< <i>n</i> ≤60 | n>60 |
|-----------------------------|--------------|------------------|------------------|------|
| Alimentos e bebidas | 0,53 | 0,43 | 0,2 | 0,17 |
| Borracha e plástico | 0,29 | 0,27 | 0,29 | 0,38 |
| Celulose e papel | 0,24 | 0,25 | 0,24 | 0,39 |
| Metalurgia básica | 0,39 | 0,47 | 0,54 | 0,63 |
| Minerais não metálicos | 0,36 | 0,32 | 0,26 | 0,25 |
| Químico | 0,61 | 0,56 | 0,52 | 0,53 |
| Refino de petróleo e álcool | 0,41 | 0,46 | 0,52 | 0,57 |

Fonte: Elaboração própria.



CONSIDERAÇÕES FINAIS

A análise de indicadores econômicos pode ser realizada por diversas metodologias da econometria. A presente pesquisa teve como objetivo geral verificar tais indicadores no tempo com procedimentos conhecidos na literatura como métodos da mecânica estatística: DFA e ρ_{DCC4} .

Ao se analisar a autocorrelação (correlação do sinal com ele mesmo) via DFA, foi constatado que os indicadores da produção da indústria de transformação da Bahia e seus segmentos, definidos e calculados pelo IBGE – alimentos e bebidas; borracha e plástico; celulose e papel; metalurgia; minerais não metálicos; químico; e refino de petróleo e álcool –, apresentaram comportamento persistente $(\alpha > 0,50)$ (Tabela 3). Neste caso, existindo uma tendência de crescimento ou decrescimento nos indicadores avaliados, tal comportamento tende a ocorrer em longo prazo.

A modelagem com o ρ_{DCCA} identificou correlação cruzada positiva entre as séries analisadas (Figura 5) e padrão de comportamento diverso, considerando a escala temporal em questão. Para grandes escalas de tempo ($n \ge 20$ meses), os segmentos metalurgia, químico, e refino de petróleo e álcool tiveram maiores correlações cruzadas. Já para pequenas escalas de tempo ($4 \le n \le 10$ meses), correlações cruzadas menores ocorreram para os segmentos alimentos e bebidas, e químico (Figura 5 e Tabela 4).

Com os resultados do coeficiente de correlação cruzada sem tendência ρ_{DCCA} é possível mensurar qual segmento possui maior ou menor importância nas flutuações do indicador da produção da indústria de transformação da Bahia, levando em consideração a escala temporal em análise (grandes e pequenas escalas).

Considerando as propriedades dos métodos estatísticos modelados nesta pesquisa, acredita-se que a aplicação de tais métodos possa auxiliar pesquisadores e gestores dos setores privados e públicos no estudo e monitoramento dos indicadores avaliados. Como o DFA e o coeficiente de correlação cruzada ρ_{DCCA} podem fornecer uma visão de futuro, é possível utilizá-los como mais uma ferramenta quantitativa de análise econômica.

Por fim, como ampliação desta pesquisa, pensa-se em utilizar essa metodologia em outros estados industrializados do Brasil e, se possível, identificar um padrão de comportamento.

REFERÊNCIAS

FERNANDES, M.; CASTRO, A.; MACHADO, A. Quantificando a influência do mercado de câmbio nos preços do milho e da soja no município de barreiras. *Conjuntura & Planejamento*, Salvador, v. 182, p. 42-49, 2014.

FERNANDES, M. et al. Quantifying cross-correlation between Ibovespa and Brazilian blue-chips: The DCCA approach, *Physica A*, [S.I.], v. 424, 124-129, 2015. Disponível em: http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378437115000047. Acesso em: 20 mar. 2015.

GALHARDO, C. E. C. Análise e modelagem estocástica do barorreflexo através de séries temporais de pressão arterial sistólica. 2010. 190 f. Tese (Doutorado em Física)-Universidade Federal Fluminense, Instituto de Física, Niterói, RJ, 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Indicadores conjunturais da indústria*: produção. Rio de Janeiro: IBGE, 2004. (Séries relatórios metodológicos, 31).

IVANOV, P. et al. Scaling and universality in heart rate variability distributions. *Physica A*, [S.I.], v. 249, p. 587-593, 1998. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1016/S0378-4371(97)00522-0. Acesso em: 19 fev. 2015.

MACHADO, A. Autocorrelação e correlação cruzada: teorias e aplicações. 2014. 127 f. Tese (Doutorado)-Faculdade de Tecnologia SENAI Cimatec, Programa de Pós-graduação em Modelagem Computacional e Tecnologia Industrial, Salvador, 2014.

MACHADO, A. Correlação de longo alcance em indicadores de criminalidade de Salvador-BA: DFA e DCCA. 2009. 111 f. Dissertação (Mestrado)—Programa de Pós-graduação em Modelagem Computacional e Tecnologia Industrial, Faculdade de Tecnologia SENAI Cimatec, Salvador, 2009.

MACHADO, A.; SILVA, M. da; ZEBENDE, G. F. Autocorrelation and crosscorrelation in time series of homicide and attempted homicide. *Physica A*, [S.I.], v. 400, p. 12-19, 2014. Disponível em: http://www.sciencedirect.com/science/article/pii-/S0378437114000193. Acesso em: 20 fev. 2015.



MACHADO, A. et al. Modelagem do teste estatístico do coeficiente de correlação cruzada sem tendência rhodcca: teoria e aplicação. In: WORKSHOP DE PESQUISA, TECNOLOGIA E INOVAÇÃO – PTI, 4., 2014, Salvador. *Trabalhos apresentados...* Salvador: SENAI /CIMATEC, 2014.

MENDES, C. M. et al. *Economia (Introdução*). Florianópolis: UFSC, 2007.

MORET, M. Self-affinity and nonextensivity of sunspots. *Physics Letters A*, [S.I.], v. 378, p. 494-496, 2014.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. *Análise de séries temporais*. São Paulo: ABE - Projeto Fisher; Editora Edgard Blucher LTDA, 2004.

PENG, C. K. et al. On the mosaic organization of dna sequences. *Physical Review E*, [S.I], v. 49, p. 1685-1689, 1994. Disponível em: http://polymer.bu.edu/hes/articles/pbhssg94.pdf. Acesso em: 10 dez. 2014.

PODOBNIK, B. et al. Statistical tests for power-law cross-correlated processes. *Physical Review E*, [S.I.], v. 84, p. 066118, 2011. Disponível em: http://polymer.bu.edu/hes/articles/pjzs11.pdf. Acesso em: 20 mar. 2015.

PODOBNIK, B.; STANLEY, H. E. Detrended cross-correlation analysis: A new method for analyzing two nonstationary time series. *Physical Review Letters*, [S.I.], v. 100, p. 084102, 2008. Disponível em: http://link.aps.org/doi/10.1103/ PhysRevLett.100.084102>. Acesso em: 20 mar. 2015.

SANDRONI, P. Novíssimo dicionário de economia. São Paulo: Best Seller. 1999.

SOARES, J. S. J. et al. Uma análise estatística dos indicadores de criminalidade de Salvador. *Conjuntura & Planejamento*, Salvador, n. 161, p. 40-49, 2008.

TALKNER, P.; WEBER, R. Power spectrum and detrended fuctuation analysis: application to daily temperatures. *Phys. Rev. E*, [S.I.], p. 150-160, 2000. Disponível em: http://www.physik.uni-augsburg.de/theo1/Talkner/Papers/TWeber-PRE-2000.pdf>. Acesso em: 15 set. 2014.

UDERMAN, S. A indústria de transformação na Bahia: características gerais e mudanças estruturais recentes. *Revista Desenbahia*, Salvador, v. 2, n. 3, 2005.

VASSOLER, R.; ZEBENDE, G. F. Dcca cross-correlation coefficient apply in time series of air temperature and air relative humidity. *Physica A*, [S.I.], v. 391, p. 2438-2443, 2011. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1016/j.physa.2011.12.015. Acesso em: 3 mar. 2014.

WANG, G.-J.; XIE, C. Cross-correlations between renminbi and four major currencies in the renminbi currency basket. *Physica A*, [S.I.], v. 392, p. 1418-1428, 2013. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1016/j.physa.2012.11.035. Acesso em: 20 mar. 2015.

ZEBENDE, G. F. Dcca cross-correlation coefficient: quantifying level of cross-correlation. *Physica A*, [S.I.], v. 390, n. 2, p. 614-618, 2011. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1016/j-.physa.2010.10.022. Acesso em: 4 jan. 2012.

ZEBENDE, G. F.; MACHADO, A. Cross-correlation between time series of vehicles and passengers. *Physica A*, [S.I.], v. 388, p. 4863-4866, 2009. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1016/j.physa.2009.07.046. Acesso em: 19 mar. 2010.

ZEBENDE, G. F.; SILVA, P. A. D.; MACHADO, A. Study of cross-correlation in a self-affine time series of taxi accidents. *Physica A*, [S.I.], v. 390, p. 1677-1683, 2011. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1016/j.physa.2010.12.038>. Acesso em: 20 mar. 2015.

