

Modelo VAR e SARIMA aplicado ao índice Bovespa com influência na geração de empregos no Brasil

Paulo Cesar Ossani^{1†}, Thelma Sáfyadi¹, Marcelo Ângelo Cirillo¹

¹Universidade Federal de Lavras.

Resumo: A BM&FBovespa, além de representar o mercado de ações brasileiro, tem grande importância no cenário sócioeconômico, pois as empresas de capital aberto negociam suas ações em seus pregões diários. Tem-se, ainda, que as empresas, de capital aberto ou não, empregam milhões de pessoas em todo o território nacional. A fim de investigar se há uma relação entre a média mensal do índice da Bovespa com o saldo de contratações mensais das empresas, no período de janeiro de 2004 a fevereiro de 2019, uma análise usando séries temporais foi realizada. Pelo processo VAR verificou-se uma interdependência nessas séries e, em seguida, utilizou-se o modelo SARIMA para representar os resultados encontrados. Observou-se que o índice da Bovespa influencia diretamente o saldo de contratações no Brasil, e as suas oscilações causam um impacto direto na empregabilidade, tanto nas empresas de capital aberto quanto nas que não participam do mercado de capital e, com isso, um modelo foi proposto para explicar essa relação.

Palavras-Chave: Saldo de empregos no Brasil, modelo VAR, modelo SARIMA.

Abstract: The BM&FBOVESPA in addition to standing for the market of Brazilian shares, presents great importance in the socio-economic scenario, for the joint-stock companies negotiate their shares in their daily reverse auctions. We still have that the joint-stock or not companies; employ millions of people throughout the Brazilian territory. In order to investigate if there is a relationship between the monthly mean of the Bovespa index with the balance of monthly hirings of the companies in the period of January of 2004 to July of 2016, a survey using temporal series was conducted. Through the VAR process, there was an interdependence in these series, then the SARIMA model was used to represent the results found. It was found that the Bovespa index influences directly the balance of hirings in Brazil, since their oscillations cause a direct impact on employability both in the joint-stock companies and on those which do not take part in the capital market, from that a model was proposed to explain that relationship.

Keywords: balance of jobs in Brazil, VAR model, SARIMA model.

Introdução

A BM&FBovespa simboliza o mercado de ações brasileiro nos últimos anos. Trata-se de uma companhia que administra mercados organizados de títulos, valores mobiliários e contratos derivativos, além de prestar serviços de registro, compensação e liquidação, atuando, principalmente, como contraparte central garantidora da liquidação financeira das operações realizadas em seus ambientes.

A bolsa possibilita a seus clientes a realização de operações destinadas à compra e à venda de ações, além de transferência de riscos de mercado (hedge), arbitragem de preços entre mercados e/ou ativos, diversificação e alocação de investimentos e alavancagem de posições (BM&FBOVESPA, 2019).

A atividade econômica no Brasil é dividida em oito grandes setores, sendo cada setor responsável pela admissão e demissão de milhares, ou de milhões, de brasileiros a cada ano. Os setores da atividade econômica são os seguintes:

- | | |
|------------------------------------------------|---------------------------------------------------|
| 1 - extrativa mineral; | 5 - comércio; |
| 2 - indústria de transformação; | 6 - serviços; |
| 3 - serviços industriais de utilidade pública; | 7 - administração pública; |
| 4 - construção civil; | 8 - agropecuária, extração vegetal, caça e pesca. |

Como os setores da atividade econômica são representados por muitas empresas de capital aberto, ou seja, com ações em bolsas de valor, é razoável questionar se as oscilações nos índices da BM&FBovespa geram algum reflexo no saldo de contratações no Brasil, saldo este representado pela diferença entre admissões e demissões ocorridas.

[†]Autor correspondente: ossanipc@hotmail.com.

As oscilações na bolsa afetam o valor agregado das empresas, visto que existe uma interconectividade na cadeia de produção, em que a produção de uma é dependente da produção de outras empresas para o processo de industrialização. Com isso, as empresas que não possuem ações na bolsa sofrem a influência, de modo direto ou indireto, das suas oscilações. Portanto, utilizar os índices da bolsa como fator de medida dessas oscilações, e levando em conta as relações diretas e indiretas entre as empresas em toda a cadeia produtiva, e ainda considerando que as contratações efetuadas pelas empresas consideram a demanda do mercado, é justo pensar que os índices da BM&FBovespa forneçam alguma informação a respeito dos saldos médios mensais de contratações.

Logo, uma análise estatística que possa mostrar como estes índices BM&FBovespa afetam o saldo de contratações no país é de grande importância para medidas de incentivos sociais que aumentem as contratações dos trabalhadores. Aliada a medidas econômicas de crescimento social, a análise estatística torna-se uma ferramenta auxiliar na tomada de decisões com foco em políticas públicas, ajudando, assim, os brasileiros a prosperarem.

Assim, em virtude do que foi mencionado, este trabalho foi realizado com o objetivo de propor uma análise estatística utilizando-se séries temporais para verificar se há alguma correlação entre as médias dos índices mensais da BM&FBovespa, aqui indicado apenas por índice Bovespa, no período de janeiro de 2004 a fevereiro de 2019, e o saldo mensal de contratações informado pelas empresas no mesmo período, e propor um modelo que melhor explique essa correlação.

Neste trabalho utilizou-se o processo *Vector Auto-Regressive model* (VAR) para verificar se há interdependência entre essas séries. Em seguida, utilizou-se o modelo SARIMA (BOX, JENKINS e REINSEL, 1994) para representar os resultados encontrados.

Material e Métodos

Conjunto de dados

Em concordância com os objetivos propostos, neste trabalho utilizaram-se dois conjuntos de dados, sendo um para a média mensal do índice Bovespa de janeiro de 2004 a fevereiro de 2019, e o outro contendo o saldo de contratações no Brasil no mesmo período. O primeiro conjunto foi obtido diretamente da BM&FBovespa (2019) e o segundo, diretamente do Ministério do Trabalho (2019). O saldo de contratações contempla todas as empresas, mesmo as que não participam diretamente no mercado de ações.

O software livre denominado *Gretl* (acrônimo de *Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library*) foi utilizado nas análises, bem como para a produção dos gráficos das séries temporais estudadas.

Testes estatísticos

Neste trabalho, todos os testes estatísticos foram realizados a 5% de significância.

Foi empregado o teste amplitude-média para verificar se a série é aditiva ou multiplicativa, em que a hipótese de H_0 : inclinação = 0 é testada, indicando a inclinação de uma reta ajustada da amplitude sazonal em função da tendência anual. Assim, se a inclinação da reta a α de significância for diferente de zero, o modelo é multiplicativo, e aditivo, caso contrário (MORRY, 1975).

Aqui também utilizou-se o teste Aumentado de Dickey e Fuller (1981), com constante e com constante e tendência, para verificar a série é estacionária, a nível α de significância.

A sazonalidade foi verificada pelo teste Kruskal e Wallis (1952), a nível α de significância.

Conforme Morettin e Tolo (2006), se existe a componente sazonal na série, além da tendência, tem-se que eliminar a sazonalidade da série, antes de testar a presença da tendência, o que foi feito nos dados.

Pelo teste de Ljung e Box (1978), verificou-se se a série é um ruído branco, em que, para $Q(\text{meses}) > \chi^2_{(0,95;\text{meses})}$, rejeitou-se a hipótese de que a série fosse um ruído branco.

O critério de AIC foi utilizado na escolha do melhor modelo que se ajustasse aos dados, tendo sido adotado o modelo com menor AIC (AKAIKE, 1973; 1974).

Métodos de modelagem

Foram utilizados dois modelos de séries temporais, o modelo VAR, para verificar se a série do saldo das contratações mensais sofre influência da série do índice Bovespa, e o modelo SARIMA, para modelar a série saldo de contratações mensais, em função do índice Bovespa.

Modelo VAR

Um modelo de série temporal multivariado é o modelo de vetores autorregressivos (VAR) baseado somente na componente autorregressiva. Conforme Morettin (2008), diz-se que o processo X_t , de ordem $n \times 1$, segue um modelo VAR(p) se

$$X_t = \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + a_t, \quad (1)$$

em que $a_t \sim RB(0, \Sigma)$, $\Phi_0 = (\phi_{10}, \dots, \phi_{1n})^t$ é um vetor $n \times 1$ de constantes e Φ_k são matrizes $n \times n$ constantes, com elementos $\phi_{ij}^k, i, j = 1, \dots, n, k = 1, \dots, p$. Se I_n é a matriz identidade de ordem n , o modelo (1) pode ser escrito na forma

$$\Phi(B)X_t = \Phi_0 + a_t, \quad (2)$$

em que $\Phi(B) = I_n - \Phi_1 B - \dots - \Phi_p B^p$ é o operador autorregressivo vetorial de ordem p , ou, ainda, um polinômio matricial $n \times n$ em B . O elemento genérico de $\Phi(B)$ é $\delta_{ij} - \phi_{ij}^{(1)} B - \dots - \phi_{ij}^{(p)} B^p$ para $i, j = 1, \dots, n$ e $\delta_{ij} = 1$, se $i = j$ é igual a zero, caso contrário (MORETTIN, 2008).

Modelagem SARIMA

De acordo com Morettin & Tolo (2006), um dos modelos mais utilizados que consideram a sazonalidade de uma determinada série temporal é o chamado modelo ARIMA sazonal, ou SARIMA. Estes modelos são importantes, pois levam em consideração a sazonalidade estocástica dos dados. Quando o período $s = 12$, o modelo denominado SARIMA de ordem $(p; d; q) \times (P; D; Q)_{12}$ é dado por

$$\phi(B)\Phi(B^{12})\Delta^d \Delta_{12}^D Z_t = \theta(B)\Theta(B^{12})a_t, \quad (3)$$

no qual $\phi(B)$ é o operador autorregressivo (AR) de ordem p ; $\theta(B)$ é o operador médias móveis (MA) de ordem q ; $\Phi(B)$ é o operador AR-sazonal de ordem P ; $\Theta(B)$ é o operador MA-sazonal de ordem Q ; Δ^d é o operador diferença; Δ_{12}^D é o operador diferença sazonal e a_t é um ruído branco.

Com base nos resultados considerou-se a série do índice Bovespa com um mês de defasagem como variável regressora para o processo SARIMA($p; d; q) \times (P; D; Q)_{12}$.

Resultados e Discussão

Série média mensal do índice Bovespa

A série temporal do índice Bovespa é mostrada na Figura 1, tendo atingido o menor índice no mês de maio de 2004, com o valor de 18.878,49. A série cresceu até maio de 2008, atingindo o valor máximo de 71.209,67, quando começa a decrescer rapidamente, até novembro de 2008, coincidindo com a crise financeira norte-americana de 2008/2009. E começa crescer até janeiro de 2010, oscilando até dezembro de 2010, quando começa a dar sinais de queda lenta até dezembro de 2016, começando a crescer até o final da série, atingindo o seu máximo com o valor de 96.718,79, em fevereiro de 2019. A série tem média mensal de 53.577,58, com um desvio padrão de 16.229,17.



Figura 1 - Série do índice Bovespa de 01/2004 a 02/2019.

Utilizando-se o software Gretl aplicou-se o teste de amplitude-média, com o valor-p = 0,168045 para H_0 : inclinação = 0. Portanto, verifica-se que a série é aditiva, conforme Figura 2 (GRETL, 2019).

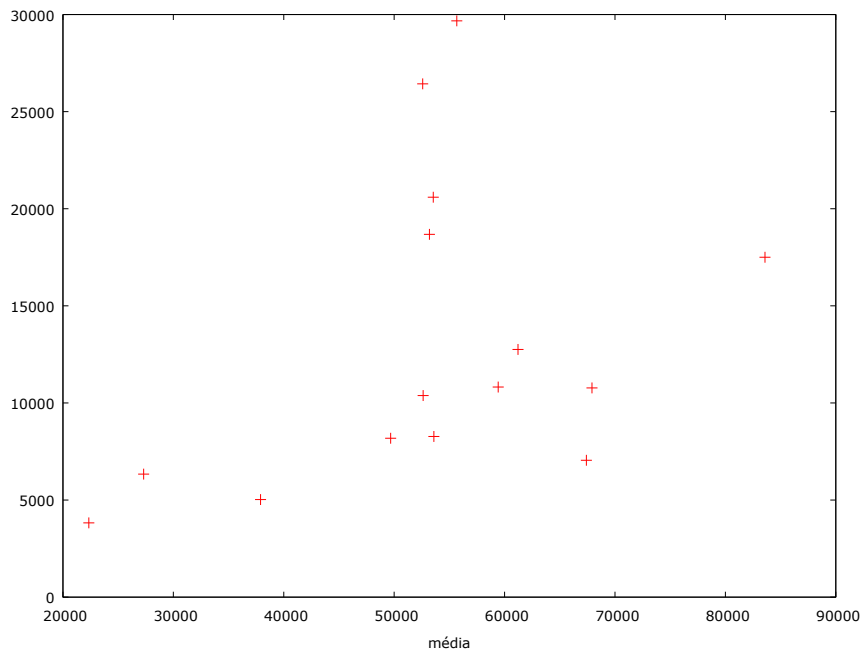


Figura 2 - Gráfico amplitude-média para a média mensal do índice Bovespa.

Pelo teste Aumentado de Dickey e Fuller (1981), com constante e com constante e tendência, a série não é estacionária, com os valores-p respectivos de 0,6291 e 0,4814. Também não apresenta sazonalidade, pelo teste Kruskal e Wallis (1952), com valor-p de 0,999. Ambos os testes foram realizados a nível de 5% de significância. Já pelo teste de Ljung e Box (1978), com $Q(24) = 1.348,80 > \chi^2_{(0,95;24)} = 36,41$, rejeita-se a hipótese de que a série seja um ruído branco (MORETTIN; TOLOI, 2006), o que é corroborado pelo correlograma da Figura 3.

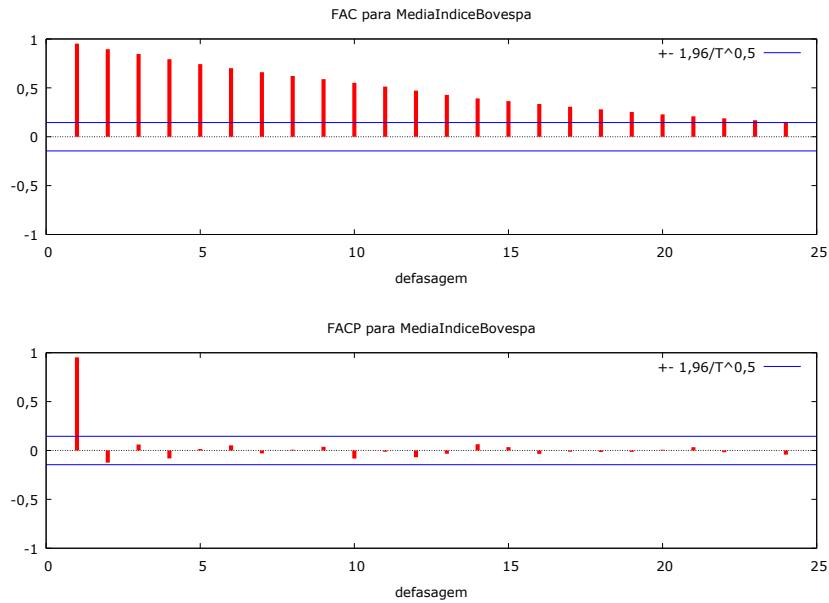


Figura 3 - Correlograma da série do índice Bovespa.

Na Figura 4 apresenta-se a série da primeira diferença do índice Bovespa, sendo que, pelo teste Aumentado de Dickey e Fuller (1981), ela tornou-se estacionária, com constante e com constante e tendência, com os valores-p respectivos de $2,83e^{-009}$ e $2,685e^{-008}$, ao nível de 5% de significância. Pelo teste de Ljung e Box (1978), com $Q(24) = 37,4810 > \chi^2_{(0,95;24)} = 36,41$, rejeita-se a hipótese de que a série seja um ruído branco, o que pode ser observado no correlograma da Figura 5.

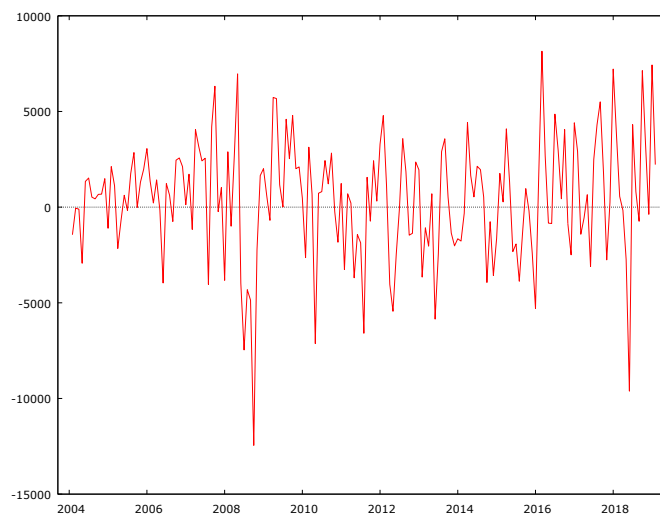


Figura 4 - Série diferenciada dos índices Bovespa.

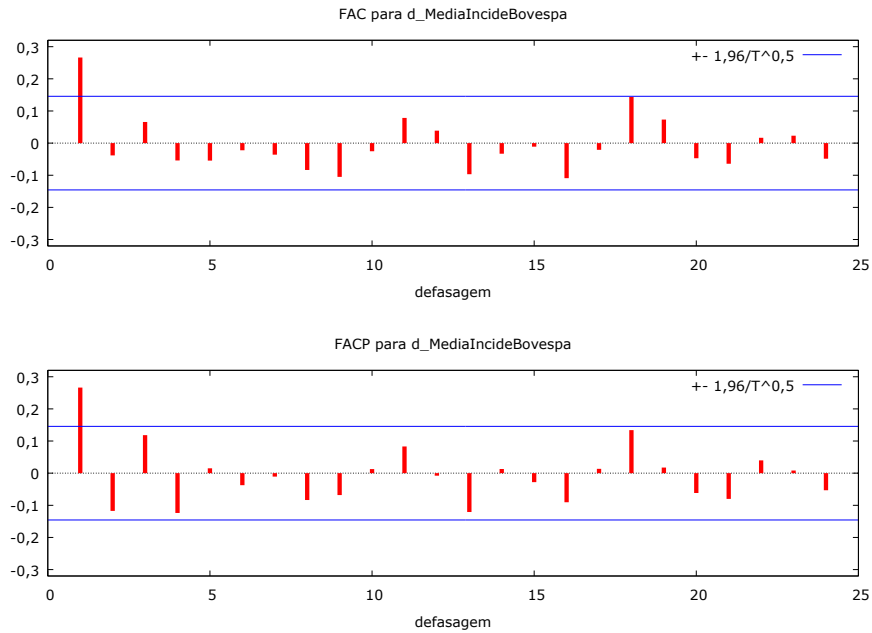


Figura 5 - Correlograma da série diferenciada dos índices Bovespa.

Série saldo de contratações

A série do saldo mensal de contratações é apresentada na Figura 6. Observa-se que, próximo ao mês de junho de cada ano, houve um aumento nesse saldo, mas, em dezembro, houve um grande aumento nas demissões, superando o número de admissões, o que mostra um saldo negativo nas contratações.

A série atingiu o saldo máximo em junho de 2008, de 309.442 contratações, mas, em dezembro do mesmo ano, atingiu o mínimo, com um saldo negativo de 654.946. Aqui também se pode observar que a crise americana teve reflexo no nível de contratações, pois, em dezembro de 2008, foi observado o maior número de demissões,

De dezembro de 2014 até dezembro de 2016 a série apresentou queda acentuada, indicando um aumento no número de demissões no país, superando as contratações. A partir de janeiro 2017 houve um aumento crescente no saldo de contratações até o final da série, em fevereiro de 2019, com média de 60.623 admissões mensais, e um alto desvio padrão no saldo, de 188.998 admissões/demissões.

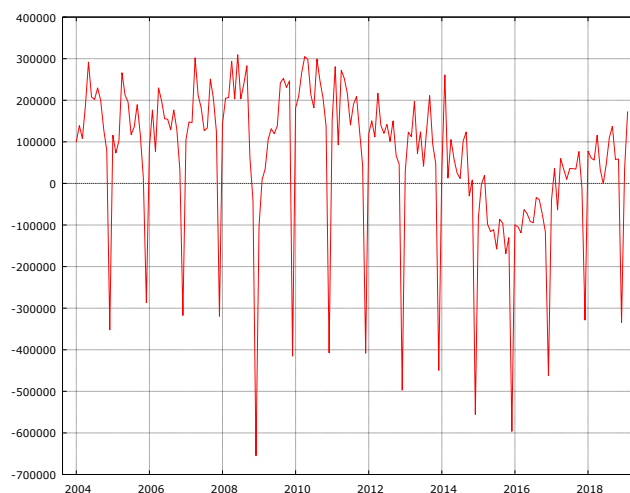


Figura 6 - Série do saldo contratações mensais de 01/2004 a 02/2019.

Novamente utilizando-se o software Gretl, aplicou-se o teste de amplitude e média, como valor-p = 0,1331 para H_0 : inclinação = 0. Assim, verifica-se que a série é aditiva, conforme Figura 7 (GRETL, 2019).

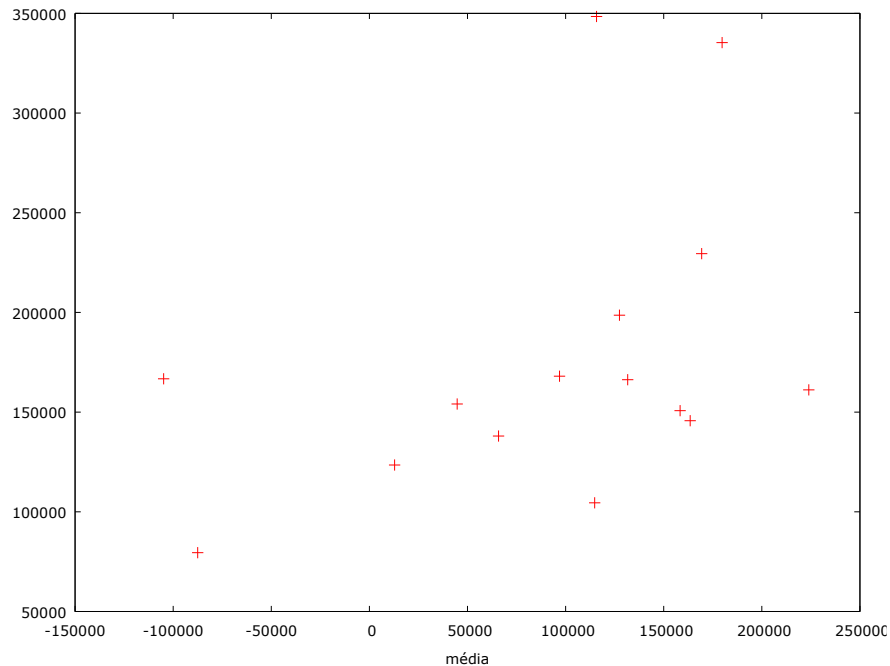


Figura 7 – Gráfico amplitude-média para o saldo de contratações mensais.

A série apresenta sazonalidade pelo Kruskal e Wallis (1952), com um valor-p de $9.512e^{-11}$, a nível de 5% de significância. Pelo teste de Ljung e Box (1978), com $Q(48) = 522,92 > \chi^2_{(0,95;48)} = 65,17$, rejeita-se a hipótese de que a série seja um ruído branco (MORETTIN & TOLOI, 2006), o que é corroborado pelo correlograma da Figura 8.

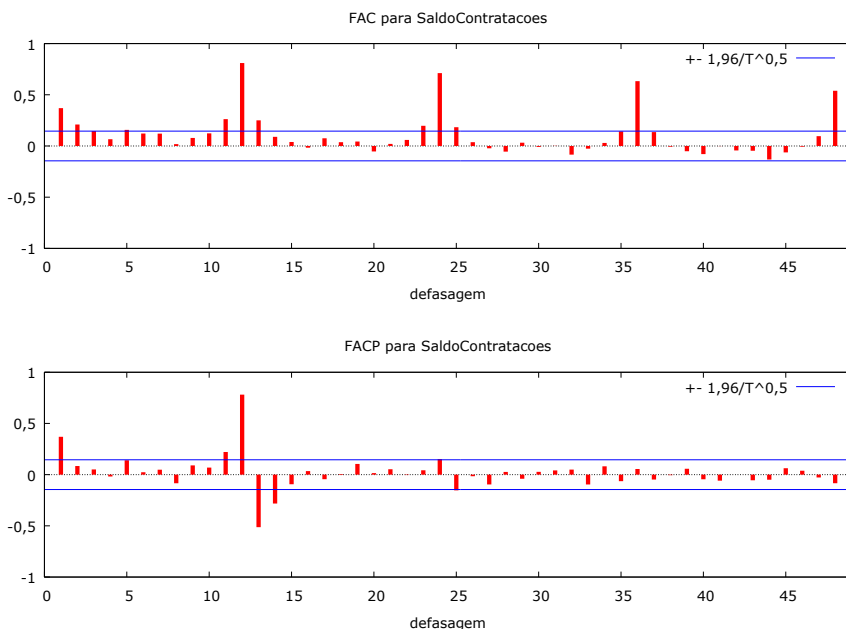


Figura 8 - Correlograma da série saldo de contratações.

O periodograma apresentado na Figura 9 apresenta frequência de 12/144 ciclos, indicando uma componente periódica de 12 meses para o saldo de contratações. A existência dessa componente periódica também refletiu no comportamento senoidal do correlograma (Figura 8) e indica a necessidade de se aplicar uma diferença sazonal de ordem 12 à série original, com o objetivo de eliminar essa componente.

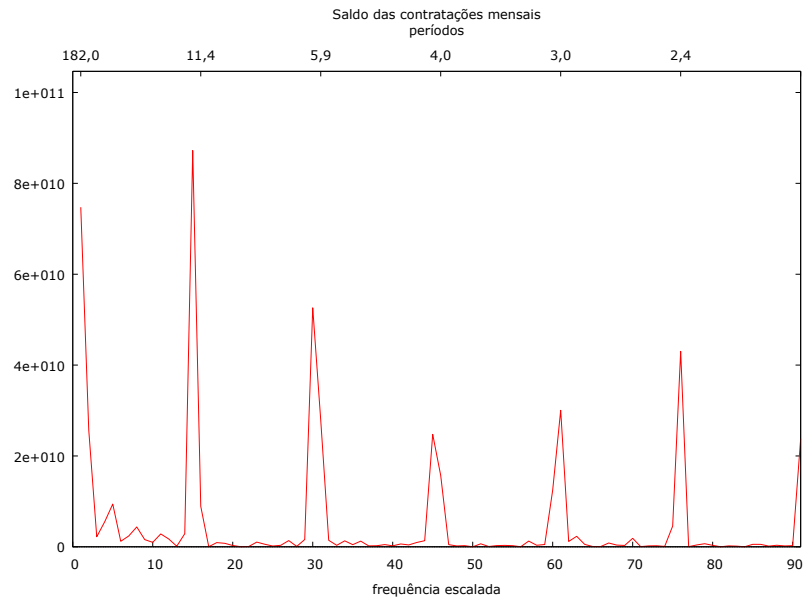


Figura 9 – Periodograma do saldo de contratações

Ao eliminar a sazonalidade (Figura 10), verificou-se que a série não apresenta tendência pelo teste Aumentado de Dickey e Fuller (1981), com constante e com constante e tendência, com os valores-p respectivos de 0,00922 e 0,04402, a nível de 5% de significância.

E, aplicando-se novamente o teste de Ljung e Box (1978), com $Q(48) = 377,51 > \chi^2_{(0,95;48)} = 65,17$, rejeita-se a hipótese de que a série sem sazonalidade seja um ruído branco, o que é corroborado pelo correlograma da Figura 11.

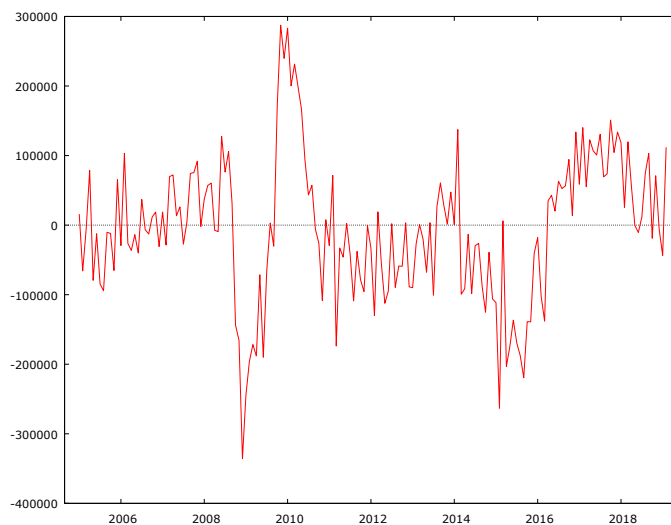


Figura 10 - Série do saldo das contratações sem sazonalidade.

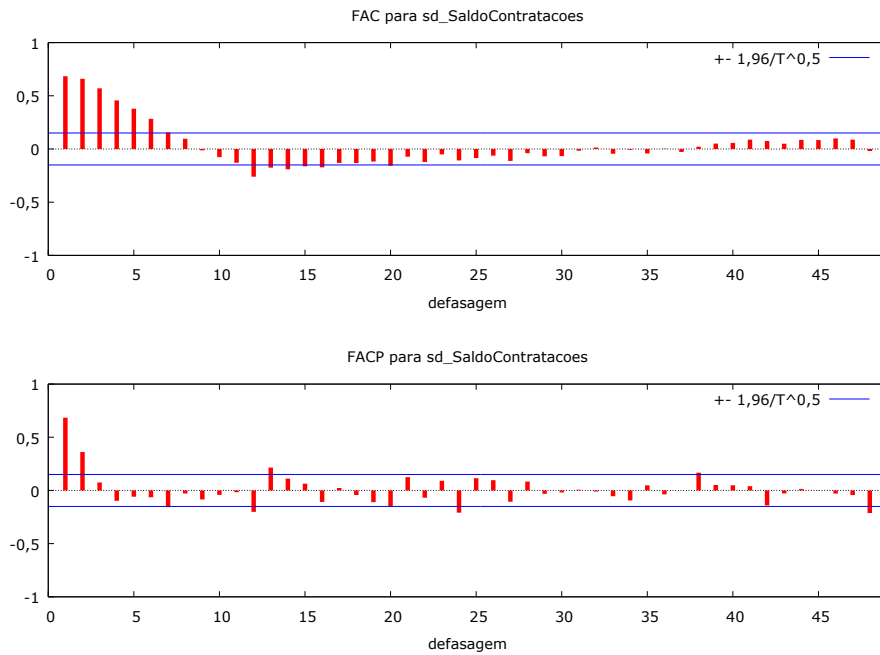


Figura 11 - Correlograma da série saldo de contratações sem a sazonalidade.

Modelagem

Na Figura 12 é mostrada a sobreposição da série do índice Bovespa com a série mensal de contratações, sugerindo que ela sofre um reflexo, acompanhando as oscilações dos valores mensais do índice Bovespa. Assim, se o índice Bovespa sobe, logo em seguida há um aumento nas contratações, havendo também a diminuição quando o índice baixa, o que se observa nas análises subsequentes.

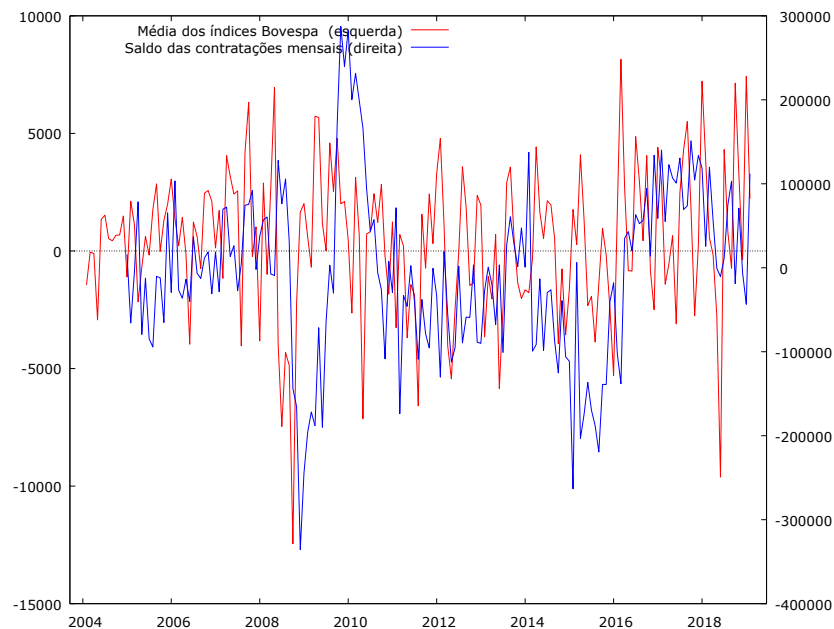


Figura 12 - Série do índice Bovespa sobreposta à série saldo das contratações.

Modelo $VAR(p)$

A série do índice Bovespa será dita $X_{1,t}$ e a série saldo das contratações $X_{2,t}$. Aplicando-se a metodologia do modelo autorregressivo vetorial (MORETTIN, 2008) e ao se compararem os modelos pelo critério AIC, optou-se pelo modelo $VAR(2)$. Assim têm-se os seguintes modelos:

$$X_{1,t} = 0,314974X_{1,t-1} + a_{1,t}, \quad (4)$$

$$X_{2,t} = 5,47409X_{1,t-1} + 2,99237X_{1,t-2} + 0,398059X_{2,t-1} + 0,386226X_{2,t-2} + a_{2,t}. \quad (5)$$

As análises mostraram que a série de contratações sofreu influência do índice Bovespa nos dois meses anteriores, conforme equação (5) e Tabela 1.

Tabela 1 - Resultados para o modelo VAR(2) da série de contratações equação (5).

Séries	Coefficiente	Erro padrão	valor-p	1% significância
$X_{1,t-1}$	5,47409	1,67082	0,0013	***
$X_{1,t-2}$	2,99237	1,74649	0,0885	*
$X_{2,t-1}$	0,398059	0,0718001	<0,0001	***
$X_{2,t-2}$	0,386226	0,0704190	<0,0001	***
Critério AIC	44,0408			

Pode-se observar, nas equações (4) e (5), que a série do saldo das contratações ($X_{2,t}$) sofreu influência da série do índice Bovespa ($X_{1,t}$), mas o contrário não ocorreu, a nível de 1% de significância.

Pelo teste de Ljung e Box (1978), os resíduos das séries ajustadas são ruído branco, tendo $Q(24) = 19,1640 < \chi^2_{(0,95;24)} = 36,41$ para $X_{1,t}$, e $Q(24) = 34,7802 < \chi^2_{(0,95;24)} = 36,41$ para $X_{2,t}$.

Modelo para série saldo de contratações em função do índice Bovespa

Ao se modelar a série do saldo de contratações em função do índice Bovespa, comparando-se os modelos pelo critério Akaike, optou-se pelo modelo SARIMA(1,0,1)(1,1,0)₁₂. As estimativas dos coeficientes do modelo ajustado são mostradas na Tabela 2.

Tabela 2 - Resultados para o modelo SARIMA(1,0,1)(1,1,0)₁₂ da série do saldo de contratações.

Parâmetros	Coefficiente	Erro padrão	valor-p	1% significância
AR(1)	0,908257	0,0430821	<0,0001	***
SAR(1)	-0,338383	0,0755746	<0,0001	***
MA(1)	-0,568528	0,0844325	<0,0001	***
$X_{1,t-1}$	4,07076	0,8856480	<0,0001	***
Critério de Akaike	4.247,60			

A equação do modelo SARIMA(1,0,1)(1,1,0)₁₂ é dada por

$$X_{2,t} = -0,30734X_{2,t-25} + 0,33838X_{2,t-24} - 0,60092X_{2,t-13} + 0,66162X_{2,t-12} + 0,90826X_{2,t-1} + \left(1 + 0,568528 \left(\frac{X_{2,t-1}}{X_{2,t}}\right)\right) a_t + 4,07076X_{1,t-1}. \quad (6)$$

Pelo teste de Ljung e Box (1978), os resíduos são ruído branco, tendo, para o modelo ajustado, $Q(24) = 29,2309 < \chi^2_{(0,95;24)} = 36,41$. Pode-se observar que o modelo ajustado contempla a interação que o índice Bovespa com um mês de defasagem tem sobre o saldo de contratações no país, o que é retratado na Figura 13.

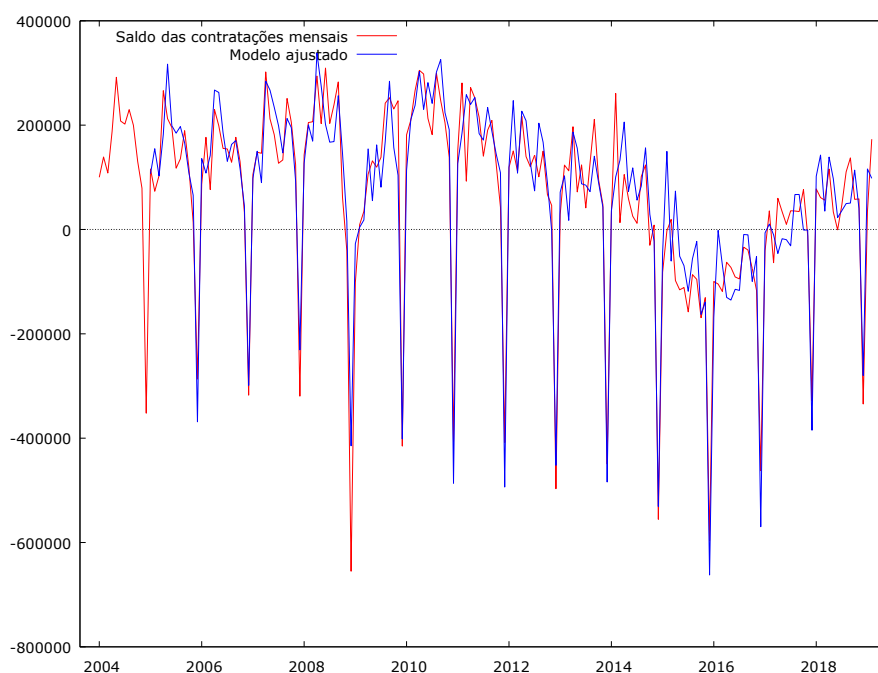


Figura 13 - Série do saldo de contratações observado e ajustado.

Conclusões

Conclui-se que, pelo modelo $VAR(2)$, a série do saldo de contratações sofreu influência do índice Bovespa, nos dois meses anteriores. Com base neste resultado considerou-se a série do índice Bovespa com um mês de defasagem como variável regressora para o processo $SARIMA(1,0,1)(1,1,0)_{12}$.

Com isso, tem-se um modelo que melhor explique o comportamento do saldo de contratações que ocorrem no Brasil, vinculando-o de modo indireto às cotações das ações que ocorrem na BM&FBovespa, mostrando que o comportamento do mercado de ações reflete diretamente na capacidade de gerar emprego pelas empresas, mesmo aquelas que não participam no mercado de ações.

Referências

AKAIKE, H.. Maximum likelihood identification of Gaussian autoregressive moving average models. **Biometrika**, 60, 255-265, 1973.

AKAIKE, H.. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, AC-19, 716-723, 1974.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. W.; REINSEL, G. C., **Time Series Analysis, Forecasting and Control**, 3rd edition, New Jersey: Prentice-Hall, 1994.

BM&FBOVESPA - Ibovespa. **Índice BM&FBOVESPA**. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/produtos/indices/indices-amplos/indice-ibovespa-ibovespa-estatisticas-historicas.htm>. Acesso em: 29 março 2019.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A.. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, n. 49, p. 1052-1072, 1981.

GRET. **Gnu regression, econometrics and time-series library**. Disponível em: <<http://gretl.sourceforge.net/>>. Acesso em: 29 março 2019.

KRUSKAL, William H.; WALLIS, W. Allen. Use of ranks in one-criterion variance analysis. **Journal of the American Statistical Association**. n. 47 (260): p. 583–621, 1952.

LJUNG, G.; BOX, G. E. P.. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, n. 65, p. 297-303, 1978.

MINISTERIO DO TRABALHO - MTE. **CAGED Estatístico: Tabelas**. Disponível em: <<http://bi.mte.gov.br/bgcaged/caged.php>>. Acesso em: 29 março 2019.

MORETTIN, P. A. **Econometria financeira - Um Curso em Séries Temporais Financeiras**. São Paulo: E. Blucher, 2008. 319 p.

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

MORRY, M. A test to determine whether the seasonality is additively or multiplicatively related to the trend-cycle component. **Time Series and Seasonal Adjustment Staff Research Papers**, Statistics Canada, 1975.