

COMPARAÇÃO ESTATÍSTICA DE DUAS SÉRIES DE MATERIAL PARTICULADO (MP₁₀) NA CIDADE DE SÃO PAULO

Franciella Marques da COSTA¹
Thelma SÁFADI²

- RESUMO: Os grandes centros urbanos vêm enfrentando problemas relacionados à poluição do ar. As partículas inaláveis (MP₁₀) são um tipo de poluente atmosférico que afeta a maioria desses centros urbanos, entre os quais, a cidade de São Paulo. O MP₁₀ é considerado um indicador da qualidade do ar, o que ressalta a importância de estudá-lo. Assim, o objetivo deste trabalho consiste em verificar se as séries de valores máximos de poluição diários, por partículas inaláveis (MP₁₀) observadas na estação Centro e na estação Santo Amaro, ambas localizadas em São Paulo, para o período de 01/01/2007 a 19/12/2009, estão sendo geradas pelo mesmo processo estocástico. Para a análise, foram utilizados o teste das somas acumuladas, o teste de igualdade das funções de autocorrelação e um procedimento de diferença de séries, concluindo que as duas séries analisadas não foram geradas pelo mesmo processo estocástico. Desta maneira, os dados de poluição obtidos em uma das estações em estudo não são suficientes para explicar a poluição na outra estação.
- PALAVRAS-CHAVE: Séries temporais; testes de comparação; séries de valores máximos de poluição, material particulado

1 Introdução

A poluição atmosférica tem sido uma preocupação mundial. O crescente desenvolvimento urbano e industrial tem aumentado significativamente a emissão de poluentes, sendo os veículos automotores e as indústrias um dos principais responsáveis.

¹Universidade Federal de Lavras – UFLA, Programa de Pós-graduação em Estatística e Experimentação Agronômica, Caixa Postal 3037, CEP: 37200-000, Lavras, Minas Gerais, Brasil. E-mail: franciellamarques@hotmail.com

²Universidade Federal de Lavras – UFLA, Departamento de Ciências Exatas, Caixa Postal 3037, CEP: 37200-000, Lavras, Minas Gerais, Brasil. E-mail: safadi@ufla.br

O estado de São Paulo, dado à seu alto índice de urbanização, vem sofrendo as consequências da poluição do ar. A Companhia Ambiental do Estado de São Paulo (CETESB) é o órgão responsável pelo monitoramento da poluição do ar no estado.

O nível de poluição do ar é determinado pela quantificação das substâncias poluentes existentes no mesmo (Companhia Ambiental do Estado de São Paulo - CETESB, 2009).

O material particulado é composto por um conjunto de poluentes encontrados em suspensão na atmosfera, tais como fumaça, poeira e todo tipo de partículas de material líquido e sólido. As diversas fontes de emissão deste poluente são: processos industriais, veículos automotores, ressuspensão de poeira do solo, entre outros. A formação do material particulado também pode ocorrer na atmosfera, por meio de gases, tais como dióxido de enxofre, óxidos de nitrogênio e compostos orgânicos voláteis. Emitidos essencialmente em atividades de combustão, esses gases podem sofrer reações químicas no ar e transformar-se em partículas (CETESB, 2001).

Conforme CETESB (2001), o material particulado pode ser classificado da seguinte forma:

- Partículas Totais em Suspensão: são aquelas cujo diâmetro aerodinâmico é menor que $50 \mu m$ (micrômetro, equivale à milésima parte do milímetro). Parte destas partículas são inaláveis e podem causar danos à saúde, e a outra parte pode prejudicar a qualidade de vida da população como, por exemplo interferindo na estética do ambiente.
- Partículas Inaláveis: são aquelas em que o diâmetro aerodinâmico é menor que $10 \mu m$.
- Fumaça (FMC): resultante do processo de combustão.

As partículas inaláveis podem ser classificadas em partículas inaláveis finas ($MP_{2,5}$) que apresentam diâmetro aerodinâmico menor que $2,5 \mu m$ e partículas inaláveis grossas possuindo diâmetro de $2,5$ a $10 \mu m$.

Segundo Freitas e Solci (2009), as partículas inaláveis finas penetram no trato respiratório humano (nível alveolar) e as partículas inaláveis grossas podem acumular-se nas vias respiratórias superiores, agravando problemas respiratórios como a asma, por exemplo.

O MP_{10} ocorre com grande frequência, causando efeitos adversos ao meio ambiente, tais como danos à vegetação, contaminação do solo e deterioração da visibilidade. Além disso, permanece suspenso no ar por algum tempo e é facilmente inalado até o pulmão. Um crescente número de mortes e doenças tem sido associados à exposição de altas concentrações de MP_{10} . Populações que vivem em áreas de maior concentração de partículas no ar apresentam diferenças em relação a outras pessoas. Os efeitos incluem altas taxas de mortalidade, câncer, efeitos respiratórios e circulatórios. O que ressalta a importância do estudo de índice de MP_{10} e a escolha deste poluente para a análise desenvolvida neste artigo.

Segundo Gouveia et al. (2003), os níveis de poluição aos quais a população de São Paulo é submetida são suficientes para provocar agravos respiratórios e cardiovasculares em crianças e idosos.

Sáfadi e Peña (2007), considerando o modelo fatorial dinâmico encontraram uma forte associação entre o poluente atmosférico (MP_{10}), umidade e mortalidade por doenças respiratórias para a cidade de São Paulo, no período de 1994 a 1997.

Nascimento et al. (2009), utilizando redes neurais, indicaram o material particulado (MP_{10}) como principal responsável pelo número de internações infantis, devido a bronquiolite, nos hospitais de Paris.

Utilizando métodos estatísticos e a partir de dados de poluição obtidos em uma determinada estação pode-se verificar se estes são suficientes para explicar o comportamento da poluição em outra estação viabilizando custo menores e reduzindo o tempo gasto na coleta e análise de dados.

Dessa forma, este trabalho teve por objetivo comparar as séries de valores máximos de poluição diária observadas na Estação Centro e na Estação Santo Amaro, ambas localizadas em São Paulo.

2 Metodologia

Decidir se duas séries temporais ou duas seções de uma série temporal foram geradas por um mesmo processo estocástico, é um problema de interesse em diversas áreas da ciência. Neste trabalho para a comparação serão utilizados o teste das somas acumuladas, o teste de igualdade das funções de autocorrelação e um procedimento de diferença de séries.

Echeverry e Toloi (2000) aplicaram teste de comparação em séries de temperatura e salinidade, ambas medidas no fundo e na superfície da estação de monitoramento Boca de Caño Grande, da Ciénaga Grande de Santa Marta.

2.1 Teste das somas acumuladas (Coates e Diggle, 1986)

Considere $I_1(\lambda)$ e $I_2(\lambda)$ como periodogramas das séries temporais independentes $Z_1(t)$ e $Z_2(t)$, tem-se que:

$$I_j(\lambda) \sim \frac{f_j(\lambda)\chi_2^2}{2}, \text{ com } 0 < \lambda < \pi. \quad (1)$$

em que $f_j(\lambda)$ é a função de densidade espectral da série $Z(t)$.

Define-se as razões espectrais por:

$$J(\lambda) = \frac{I_1(\lambda)}{I_2(\lambda)} \quad \text{e} \quad u(\lambda) = \frac{f_1(\lambda)}{f_2(\lambda)} \quad 0 < \lambda < \pi$$

Da independência assumida entre $Z_1(t)$ e $Z_2(t)$ e de (1) tem-se que:

$$J(\lambda) = \frac{I_1(\lambda)}{I_2(\lambda)} \sim u(\lambda) F_{2,2}$$

e

$$\ln J(\lambda) \sim \text{logística} \{ \ln u(\lambda), 1 \}$$

em que F é a distribuição de Fisher-Snedecor e logística $(\alpha, 1)$ denota a distribuição logística cuja função de distribuição é definida por:

$$F(x) = 1 + e^{-(x-\alpha)^{-1}}, \quad -\infty < x < \infty.$$

Note que, para $Z \sim \text{logística}(\alpha, 1)$ tem-se

$$E(Z) = \alpha \text{ e } Var(Z) = \frac{\pi^2}{3}.$$

Portanto, $\ln J(\lambda)$ é um estimador não viesado, mas inconsistente para o log da razão espectral $(\ln u(\lambda))$ e sua variância assintótica independe de λ .

Assintoticamente, os valores $z_i = \ln(1 + J^{-1}(\lambda_i))$ ($i = 1, \dots, m$), em que $m = (N - 1)/2$, são amostras aleatórias de uma distribuição exponencial. Deste modo, se $c_j = \sum_{i=1}^j z_i$ então $o_j = c_j/c_m$ é o vetor das estatísticas de ordem da distribuição uniforme.

Segundo Echeverry e Tolo (2000), o teste proposto por Coates e Diggle (1986) consiste em obter a estatística o_j e aplicar o teste de Kolmogorov-Smirnov para verificar o afastamento da distribuição uniforme $(0,1)$.

Sejam $f_1(\lambda)$ e $f_2(\lambda)$ as funções de densidade espectral das séries temporais $Z_1(t)$ e $Z_2(t)$, respectivamente. Serão testadas as hipóteses:

$$H_0 : f_1(\lambda) = f_2(\lambda) \text{ para todo } 0 < \lambda < \pi;$$

$$H_1 : f_1(\lambda) \neq f_2(\lambda) \text{ para algum } 0 < \lambda < \pi.$$

O procedimento de Coates e Diggle (1986) para testar as funções de densidade espectral é dado pelos passos seguintes:

1. Calcular os periodogramas $I_1(\lambda_i)$ e $I_2(\lambda_i)$ com $i = 1, \dots, m$ das séries $Z_1(t)$ e $Z_2(t)$, respectivamente;
2. Calcular a razão dos periodogramas, $J(\lambda_i) = \frac{I_1(\lambda_i)}{I_2(\lambda_i)}$ com $i = 1, \dots, m$;
3. Calcular $z_i = \ln(1 + J^{-1}(\lambda_i))$ com $i = 1, \dots, m$;
4. Calcular $c_j = \sum_{i=1}^j z_i$ com $j = 1, \dots, m$;
5. Obter as estatísticas $o_j = \frac{c_j}{c_m}$ com $j = 1, \dots, m$;

6. Comparar a distribuição dos o_j com a distribuição $U(0, 1)$, utilizando o teste de Kolmogorov-Smirnov. Se o p -valor for maior que α , não rejeita-se a hipótese H_0 , ao nível de significância α .

Uma desvantagem deste teste é que ele pode variar dependendo da escolha da razão do periodograma. Segundo Coates e Diggle (1986), o teste é mais fraco para a escolha da razão do periodograma que produz um número maior de valores negativos de $\ln J(\lambda)$.

2.2 Teste de igualdade das funções de autocorrelação (Quenouille, 1958)

Decidir se duas séries temporais ou duas seções de uma série temporal tem a mesma estrutura de correlação é um problema encontrado na prática. Quenouille (1958) propôs um teste para essa comparação. Esse teste é desenvolvido no domínio do tempo e não requer que as séries temporais utilizadas para comparação tenham o mesmo número de observações.

Considere $\rho_1(j)$ e $\rho_2(j)$ as funções de autocorrelação das séries $Z_1(t)$ e $Z_2(t)$, respectivamente. Serão testadas as hipóteses:

$$H_0 : \rho_1(j) = \rho_2(j) \text{ para todo } j = \pm 1, \pm 2, \dots;$$

$$H_1 : \rho_1(j) \neq \rho_2(j) \text{ para algum } j = \pm 1, \pm 2, \dots$$

Segundo Echeverry e Toloí (2000), o método de Quenouille para testar as funções de autocorrelação pode ser descrito pelos passos seguintes:

1. Calcular a função de autocorrelação $\hat{\rho}_1(j)$ e $\hat{\rho}_2(j)$, com $j = 0, 1, \dots, J$, das séries $Z_1(t)$ e $Z_2(t)$, respectivamente;
2. Calcular a função de autocorrelação comum às duas séries, utilizando a fórmula, $\hat{\rho}(j) = \frac{n_1 \hat{\rho}_1(j) + n_2 \hat{\rho}_2(j)}{n_1 + n_2}$, em que n_1 e n_2 são o número de observações das séries $Z_1(t)$ e $Z_2(t)$, respectivamente;
3. Calcular a função de autocorrelação parcial comum estimada ($\hat{\Phi}(k)$), utilizando a função de autocorrelação comum ($\hat{\rho}(j)$);
4. Utiliza-se o $\hat{\Phi}(k)$, para identificar a ordem autorregressiva p ;
5. Resolvendo as equações de Yule-Walker, estimar os p coeficientes do modelo autorregressivo;
6. Ajustar para as séries $Z_1(t)$ e $Z_2(t)$ o modelo autorregressivo com os coeficientes obtidos no passo 5, obtendo assim as séries residuais \hat{a}_1 e \hat{a}_2 ;
7. Calcular as funções de autocorrelação parcial v_j e v'_j para as séries residuais \hat{a}_1 e \hat{a}_2 , respectivamente;
8. Obter a estatística do teste, dada por:

$$SQ = \sum_{j=1}^J \frac{(v_j - v'_j)^2}{\frac{1}{n_1-j} + \frac{1}{n_2-j}}; \quad (2)$$

9. Se $SQ > C_\alpha$, em que C_α é tal que $P(\chi_j^2 > C_\alpha) = \alpha$, rejeita-se H_0 ao nível de significância α .

2.3 Método para comparação de séries temporais

Além dos testes apresentados na seção 2.1 e seção 2.2, pode-se utilizar o procedimento encontrado em Silva et al. (2000) para comparar séries temporais. O procedimento é apresentado nos passos seguintes:

1. Primeiramente, efetua-se a diferença entre as duas séries temporais em estudo;
2. Na série obtida no passo 1, aplica-se o teste de Cox-Stuart (Morettin e Toloi, 2006) para verificar a existência de tendência;
3. Aplica-se o teste de Fisher (Morettin e Toloi, 2006) para verificar a existência de sazonalidade na série obtida no passo 1;
4. Utiliza-se o teste de Box e Pierce (1970) para verificar se os resíduos são ruído branco, ou seja, são independentes e identicamente distribuídos, com média zero e variância constante.

Se o resíduo da série, gerada pela diferença das duas séries, for um ruído branco, conclui-se que as duas séries são iguais no período analisado.

3 Resultados e discussão

Para a análise foram utilizadas as séries de índices de poluição do ar por MP_{10} , coletadas na Estação Centro e na Estação de Santo Amaro, ambas localizadas na cidade de São Paulo, no período de 01/01/2007 a 19/12/2009. As séries de índices horários foram coletadas pela CETESB através da rede automática de monitoramento, em que foi utilizada a radiação beta como método de medição. Para a comparação optou-se por considerar os valores máximos diários. As análises estatísticas foram realizadas utilizando o software R (R DEVELOPMENT Core Team, 2009).

3.1 Análise das séries diárias de valores máximos de poluição, por partículas inaláveis (MP_{10}), nas estações Centro e Santo Amaro, da cidade de São Paulo

A análise das séries em estudo foi iniciada a partir de uma inspeção visual de seus gráficos. Observa-se na Figura 1, as séries diárias de valores máximos de poluição por MP_{10} .

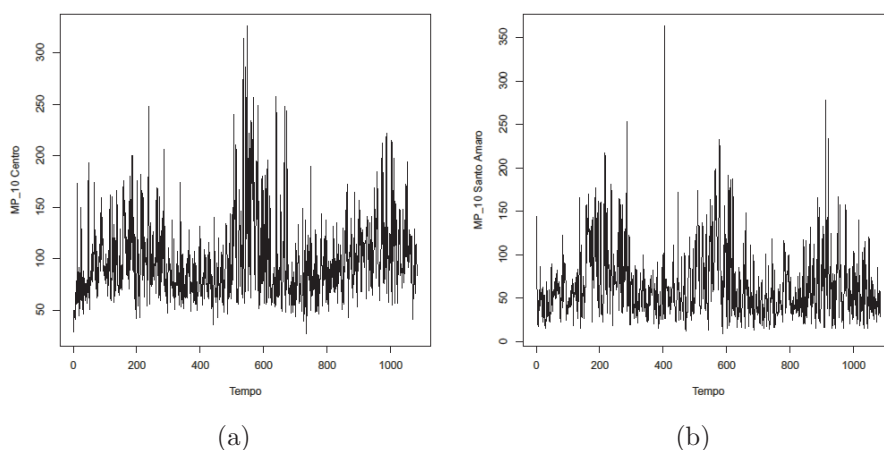


Figura 1 - Séries diárias de valores máximos de poluição por MP_{10} . (a) Estação Centro (b) Estação Santo Amaro.

Com o objetivo de verificar a necessidade ou não de uma transformação nas séries utilizou-se o gráfico de dispersão da amplitude versus média. Por se tratarem de dados diários, as séries foram divididas em grupos de 7 observações consecutivas, conforme visto em Morettin e Tolo (2006). Nota-se que, em ambos os casos, a amplitude é diretamente proporcional a média, Figura 2, indicando a necessidade de uma transformação logarítmica para estabilizar a variância.

A análise amplitude versus média foi repetida para as séries logaritimizadas, Figura 3. Pode-se observar que a amplitude independe da média, indicando que a transformação foi adequada para ambas as séries. Os gráficos das séries diárias logaritimizadas dos valores máximos de poluição por MP_{10} podem ser observados na Figura 4.

Aplicou-se o teste do sinal (Cox-Stuart) para verificar a existência de tendência nas séries transformadas. A série da Estação Centro apresentou tendência e a série da Estação Santo Amaro não apresentou tendência, ao nível de significância $\alpha = 0,05$.

Observa-se nos periodogramas das séries transformadas (Figura 5) um pico aproximadamente no período de 365 dias, para ambas as séries. Aplicou-se o teste de Fisher para verificar a existência do efeito sazonal no período 365. Conclui-se, ao

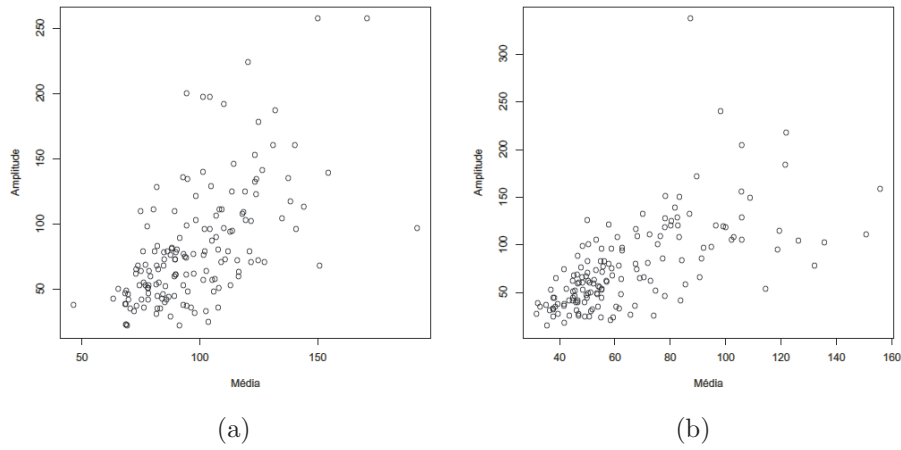


Figura 2 - Gráficos de amplitude vs média. (a) Estação Centro (b) Estação Santo Amaro.

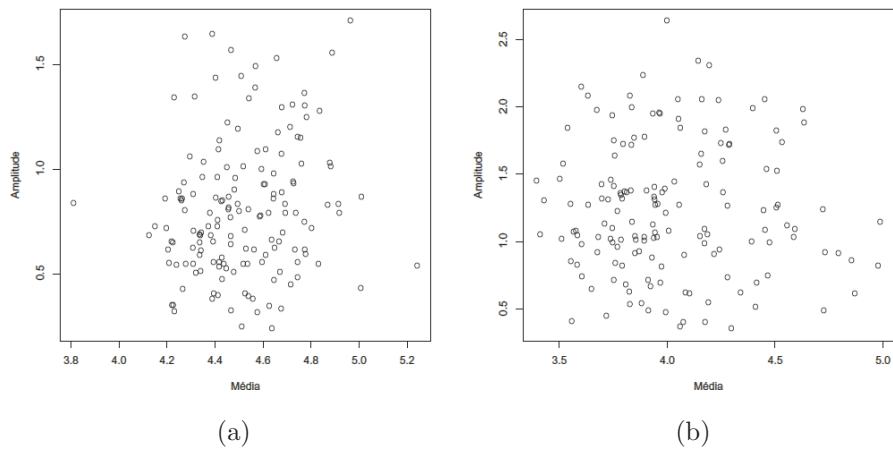


Figura 3 - Gráficos de amplitude vs média para as séries transformadas. (a) Estação Centro (b) Estação Santo Amaro.

nível de significância $\alpha = 0,05$, que as séries transformadas apresentam sazonalidade no período analisado.

As séries estacionárias obtidas pela eliminação da tendência e da sazonalidade são apresentadas na Figura 6. As respectivas funções de autocorrelação são apresentadas na Figura 7.

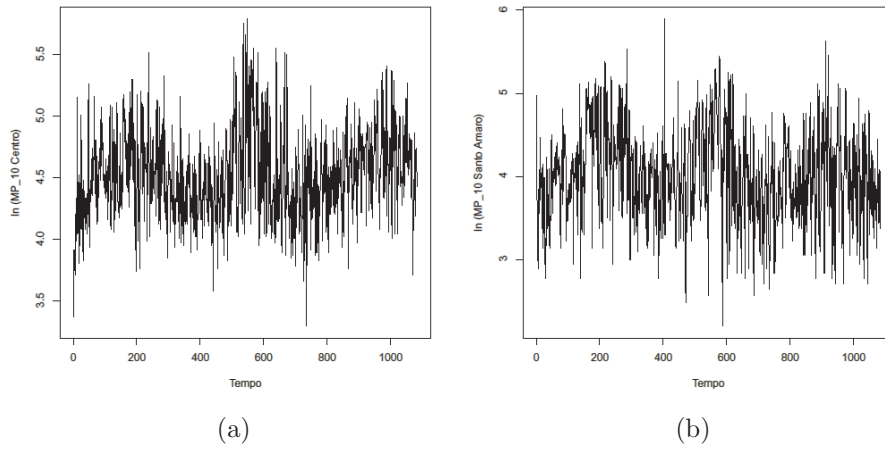


Figura 4 - Séries diárias logaritimizadas dos valores máximos de poluição por MP₁₀. (a) Estação Centro (b) Estação Santo Amaro.

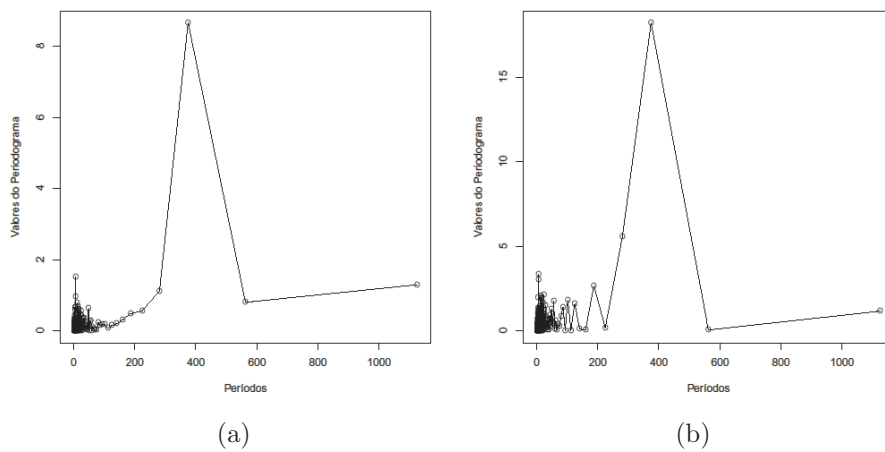


Figura 5 - Periodograma das séries diárias logaritimizadas dos valores máximos de poluição por MP₁₀. (a) Estação Centro (b) Estação Santo Amaro.

3.2 Teste de Coates e Diggle (1986) aplicado às séries estacionárias da estação Santo Amaro e da estação Centro, da cidade de São Paulo

O teste de Coates e Diggle (1986) utiliza o periodograma das séries estacionárias que podem ser observados na Figura 8.

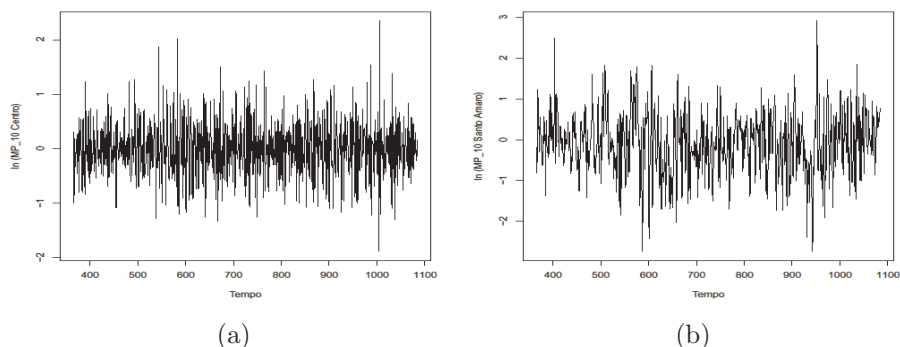


Figura 6 - Séries estacionárias de poluição por MP₁₀. (a) Estação Centro (b) Estação Santo Amaro.

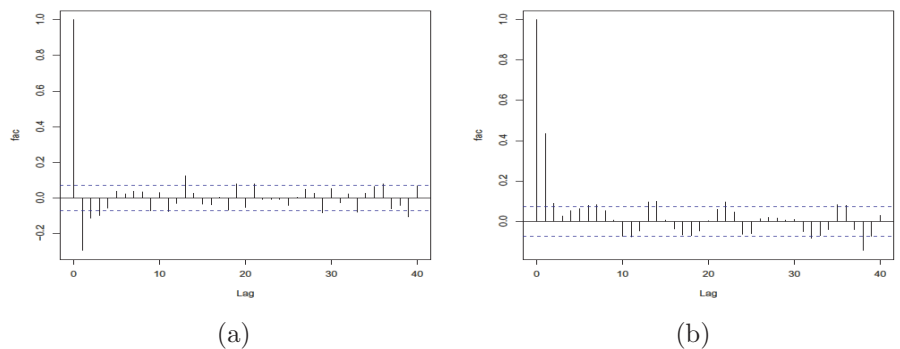


Figura 7 - Funções de autocorrelação das séries estacionárias. (a) Estação Centro (b) Estação Santo Amaro.

Foram obtidos os valores do periodograma da séries estacionárias em estudo, calculou-se a razão entre os periodogramas considerando o periodograma da série estacionária da Estação Santo Amaro como numerador e, como denominador, o periodograma da série da Estação Centro. Desta forma, obteve-se um número menor de valores negativos para o $\ln(J(\lambda))$, melhorando a qualidade do teste. Os valores de z_i , c_j e o_j foram calculados.

Foi utilizado o teste de Kolmogorov-Smirnov para comparar a estatística o_j do teste das somas acumuladas com a distribuição $U(0, 1)$. O teste forneceu um p -valor = $2, 2e^{-16}$, levando a rejeitar a hipótese de igualdade das funções de densidade espectral, ao nível de significância $\alpha = 0,01$. Assim, conclui-se que as séries em estudo não são geradas pelo mesmo processo estocástico.

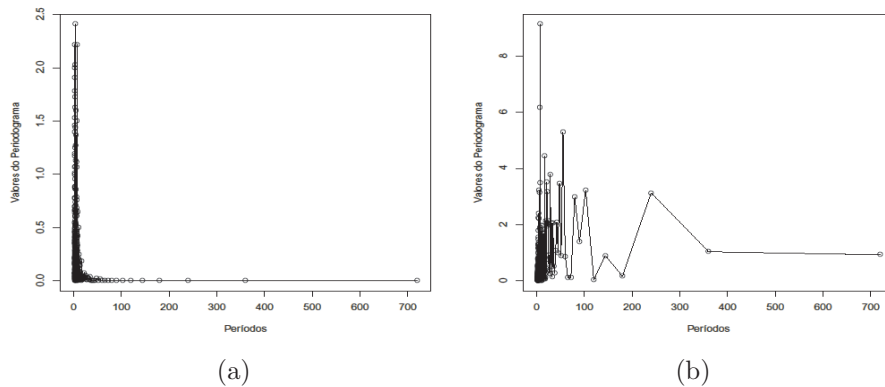


Figura 8 - (a) Periodograma das séries estacionárias de poluição por MP₁₀ (a) Estação Centro (b) Estação Santo Amaro.

3.3 Teste de Quenouille (1958) aplicados às séries estacionárias da estação Santo Amaro e da estação Centro, da cidade de São Paulo

O teste de Quenouille (1958) utiliza a função de autocorrelação (f_{ac}) das séries estacionárias, que podem ser observadas na Figura 7.

As funções estimadas de autocorrelação e autocorrelação parcial comum $\hat{\Phi}(k)$, podem ser observadas na Figura 9, as quais indicam que um modelo autorregressivo de ordem 11 poderia ser ajustado.

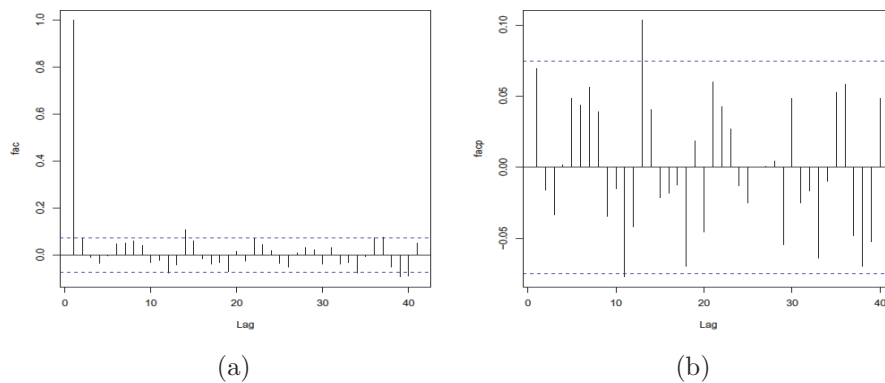


Figura 9 - (a) Função de autocorrelação comum estimada. (b) Função de autocorrelação parcial comum estimada $\hat{\Phi}(k)$.

O modelo ajustado AR(11) é dado por:

$$\begin{aligned} Z_t = & 0,0628Z_{t-1} - 0,0162Z_{t-2} - 0,0276Z_{t-3} + 0,0071Z_{t-4} \\ & + 0,0513Z_{t-5} + 0,0430Z_{t-6} + 0,0531Z_{t-7} + 0,0385Z_{t-8} \\ & - 0,0342Z_{t-9} - 0,0098Z_{t-10} - 0,0770Z_{t-11} + a_t \end{aligned} \quad (3)$$

Ajustou-se o modelo (3) às séries estacionárias das Estações Santo Amaro e Centro, obtendo as séries residuais \hat{a}_1 e \hat{a}_2 . Foram calculadas as funções de autocorrelação parcial (facp) das séries residuais utilizadas na estatística SQ , que podem ser observadas na Figura 10.

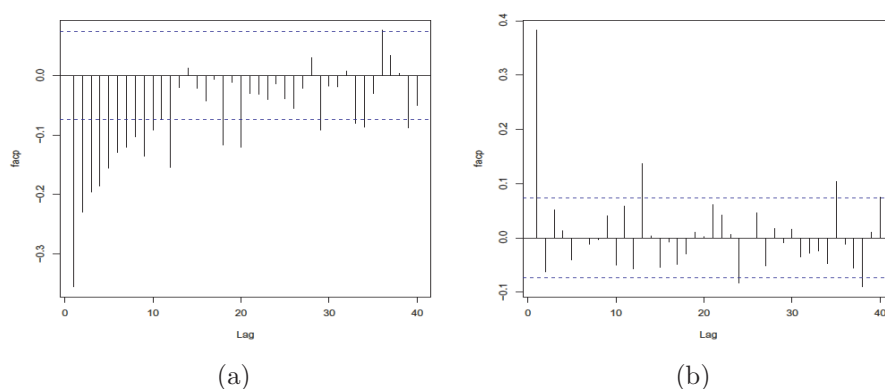


Figura 10 - Funções de autocorrelação parcial das séries residuais. (a) Estação Centro (b) Estação Santo Amaro.

Calculou-se a estatística do teste de Quenouille (1958), obtendo $SQ = 339,0173$. Com o p -valor $\cong 0$, a hipótese de igualdade das funções de autocorrelação deve ser rejeitada. Deste modo, conclui-se que as duas séries não são geradas pelo mesmo processo estocástico.

3.4 Comparação das séries estacionárias da estação Santo Amaro e da estação Centro, da cidade de São Paulo

Inicialmente, foi realizada uma diferença entre as duas séries estacionárias, com o objetivo de comparar as séries das Estações Santo Amaro e Centro. O gráfico da diferença entre as séries é mostrado na Figura 11.

Observa-se na Figura 12, os gráficos das funções de autocorrelação (fac) e autocorrelação parcial (facp) da série da diferença.

Utilizando o teste do sinal e o teste de Fisher concluiu-se que a série da diferença apresenta, respectivamente, tendência e sazonalidade, ao nível de significância $\alpha = 0,05$. Observa-se na Figura 13 o periodograma da série da diferença.

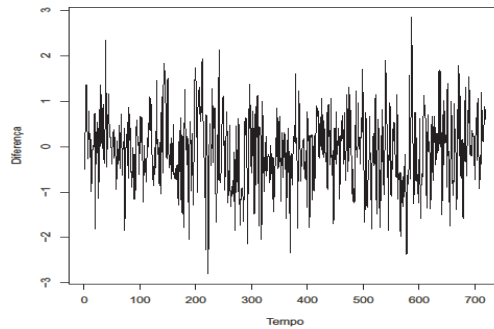


Figura 11 - Gráfico da diferença entre as séries estacionárias da Estação Santo Amaro e da Estação Centro.

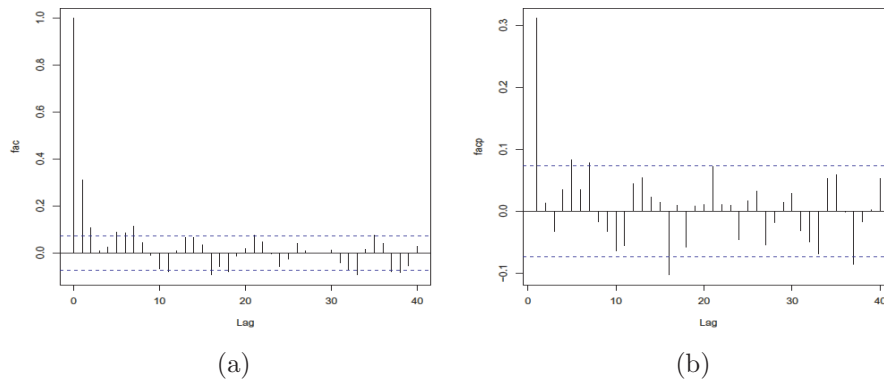


Figura 12 - (a) Função de autocorrelação da diferença entre as séries estacionárias. (b) Função de autocorrelação parcial da diferença entre as séries estacionárias.

Para verificar se a série é um ruído branco, aplicou-se o teste de Box-Pierce. Rejeitou-se a hipótese de que a série é ruído branco, pois $p\text{-valor} = 2,2e^{-16}$.

Portanto, as séries temporais da Estação Santo Amaro e da Estação Centro em São Paulo não são geradas pelo mesmo processo estocástico, já que a série da diferença não é estacionária.

Os resultados obtidos com a aplicação do teste das somas acumuladas, o teste de igualdade das funções de autocorrelação e o procedimento de diferenças de séries mostraram que as duas séries não foram geradas pelo mesmo processo estocástico. A Tabela 1 apresenta um resumo dos resultados obtidos com os dois primeiros testes aplicados.

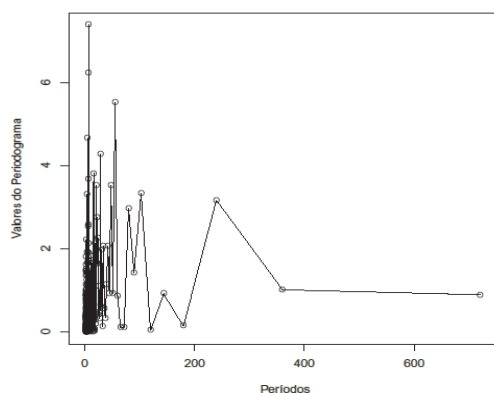


Figura 13 - Periodograma da diferença entre as séries estacionárias.

Tabela 1 - Resultados dos testes aplicados as séries de valores máximos diários de poluição do ar, por partículas inaláveis (MP_{10}), na cidade de São Paulo

Testes	Nível Descritivo
Teste das somas acumuladas	$2,2e^{-16}$
Teste de igualdade das funções de autocorrelação	$\cong 0$

Conclusões

As série de valores máximos de poluição diários por MP_{10} na Estação Santo Amaro e na Estação Centro, ambas localizadas na cidade de São Paulo, não foram geradas pelo mesmo processo estocástico. Desta maneira, os dados de poluição obtidos em uma das estações em estudo não são suficientes para explicar a poluição na outra estação.

Agradecimentos

Ao CNPq, pelo apoio financeiro.

COSTA, F. M.; SÁFADI, T. Statistical comparison of two series of particulate matter (PM_{10}) in the city of São Paulo. *Rev. Bras. Biom.*, São Paulo, v.28, n.3, p.33-38, 2010.

- **ABSTRACT:** Large urban centres have had to handle problems related to the air pollution. The inhaled particles (PM_{10}) are an atmospheric pollutant that affects most of such urban centres, among which, the city of São Paulo. The (PM_{10}) is regarded as an indicator of the air quality, a characteristic that highlights the relevance in studying it. Thus, the aim of this study was to investigate whether a time series of maximum daily pollution values of inhaled particles (PM_{10}) observed at the Centro and Santo Amaro stations – both located in the city of São Paulo - have been generated from the same stochastic process. The data were collected for the period from January, 1st, 2007 to December, 19th, 2009. The following statistical methods were applied: the test for the equality of autocorrelation functions, the cumulative sum test, and a procedure of time series subtraction. The conclusion drawn by this study was that the two data series analysed were not generated by the same stochastic process. Hence, the data on air pollution levels obtained in one of the stations studied are not enough to explain the same type of data obtained in the other one.
- **KEYWORDS:** Time series; comparison tests; series of maximum pollution values; particulate matter.

Referências

- BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models. *J. Am. Stat. Assoc.*, New York, v.65, n.332, p.1509-1526, 1970.
- COATES, D. S.; DIGGLE, P. J. Tests for comparing two estimated spectral densities. *J. Time Ser. Anal.*, Clevedon, v.7, n.1, p.7-20, 1986.
- COMPANHIA AMBIENTAL DO ESTADO DE SÃO PAULO. *Poluentes*. São Paulo, 2001. Disponível em: <http://www.cetesb.sp.gov.br/Ar/ar_saude.asp>. Acesso em: 10 jan. 2010.
- COMPANHIA AMBIENTAL DO ESTADO DE SÃO PAULO. *Relatório de qualidade do ar no estado de São Paulo 2008*. São Paulo, 2009. Disponível em: <<http://www.cetesb.sp.gov.br/Ar/publicacoes.asp>>. Acesso em: 10 jan. 2010.
- ECHEVERRY, G. E. S.; TOLOI, C. M. C. Testes para comparação de séries temporais: uma aplicação a séries de temperatura e salinidade da água, medidas em profundidades diferentes. *Rev. Bras. Estat.*, Rio de Janeiro, v.61, n.215, p.51-80, 2000.
- FREITAS, A. M.; SOLCI, M. C. Caracterização do MP_{10} e $MP_{2,5}$ e distribuição por tamanho de cloreto, nitrato e sulfato em atmosfera urbana e rural de Londrina. *Quím. Nova*, São Paulo, v.32, n.7, p.1750-1754, 2009.
- GOUVEIA, N.; MENDONÇA, G. A. S.; LEON, A. P.; CORREIA, J. E. M.; JUNGER, W. L.; FREITAS, C. U.; DAUMAS, R. P.; MARTINS, L. C.; GIUSSEPE, L.; CONCEIÇÃO, G. M. S.; MANERICH, A.; CUNHA-CRUZ, J. Poluição do ar e

efeitos na saúde nas populações de duas grandes metrópoles brasileiras. *Epidemiol. Serv. Saúde*, Brasília, v.12, n.1, p.29-40, 2003.

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

NASCIMENTO, E. M.; PEREIRA, B. B.; SEIXAS, J. M. Redes neurais artificiais: uma aplicação no estudo da poluição atmosférica e seus efeitos adversos à saúde. *Rev. Bras. Biom.*, São Paulo, v.27, n.1, p.37-50, 2009.

QUENOUILLE, M. H. The comparison of correlations in time-series. *J. R. Stat. Soc.*, London, v.20, n.1, p.158-164, 1958.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R**: a language and environment for statistical computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2009. Software.

SÁFADI, T.; PEÑA, D. Bayesian analysis of dynamic factor models: an application to air pollution and mortality in São Paulo, Brazil. *Environmetrics*, Chichester, v.19, p.582-601, 2007.

SILVA, R. B. V.; FERREIRA, D. F.; SÁFADI, T. Modelos de séries temporais aplicados à série dos índices de preços ao consumidor na região de Lavras, MG, no período de 1992 a 1999. *Organ. Rur. Agroind.*, Lavras, v.2, p.44-55, 2000.

Recebido em 30.03.10.

Approved after revised in 21.09.10.