

## ANÁLISE DA VELOCIDADE MÉDIA ANUAL DOS VENTOS EM PELOTAS, RS.

Valente Jacinto, Leandro  
Universidade Federal de Pelotas

Meazza de Camargo, Venice  
Universidade Federal de Pelotas

Pinheiro de Castro, Leila  
Universidade Federal de Pelotas

Baptista da Silva, João  
Professor Titular (Aposentado)- UFPel

### 1 INTRODUÇÃO

O estudo dos ventos é de fundamental importância para a melhor compreensão de sistemas meteorológicos, pois são considerados responsáveis pela formação ou dissipação de fenômenos atmosféricos, conforme sua evolução no tempo e espaço. Segundo estudos realizados, mudanças climáticas que acontecem em todo o planeta têm alterado de maneira marcante os regimes de chuvas e de temperaturas em determinados locais. Tendo em vista, a interdependência das variáveis meteorológicas pode-se imaginar que o regime de ventos, também deve ter-se modificado, sob a influência de tais mudanças.

O objetivo deste trabalho é estudar o comportamento dos ventos, ao longo de um período de 70 anos de observações (1939/2008) em Pelotas, RS, na tentativa de relacionar com as mudanças climáticas possivelmente ocorridas na região.

### 2 METODOLOGIA (MATERIAL E MÉTODOS)

No presente trabalho utilizou-se registro de velocidade média anual, no período de 1939 a 2008 (70 anos), da Estação Agroclimatológica de Pelotas, situada no Campus Capão do Leão, da Universidade Federal de Pelotas – UFPel (latitude: 31° 52’S, longitude: 52°21’W, altitude: 13,2 m). A velocidade média foi obtida através de um anemômetro de contato da marca Gazella, instalado a 7 metros acima do nível do solo.

Verificaram-se as propriedades de homogeneidade das variâncias (teste de Cochran), de normalidade (teste de Shapiro-Wilk) e de estacionaridade (teste t), necessárias para a utilização da modelagem por meio da análise espectral (DIXON & MASSEY Jr., 1969; SHAPIRO, 1990; MORETTIN e TOLOI, 1981). Se os dados não possuírem essas características, buscar-se-á uma transformação adequada.

O modelo, baseado na representação periódica (PRIESTLEY, 2004), apresenta a fórmula:

$$Y_t = \frac{A_0}{2} + \sum (A_n * \cos \omega_n t + B_n * \sin \omega_n t) + e_t$$

onde  $Y_t$  indica as velocidades médias anuais estimadas;  $\omega_n$ , a frequência angular n-ésima onda;  $A_0, A_1, \dots, A_n$  e  $B_0, B_1, \dots, B_n$ , os parâmetros do modelo a serem estimados;  $e_t$  é o resíduo;  $t = 0, 1, \dots, 69$  é o tempo..

As estimativas dos parâmetros que caracterizam as 35 harmônicas, resultantes da decomposição dos 69 graus de liberdade, foram obtidas por meio do periodograma, cuja

expressão matemática é  $I_n = (N / 2) (A_n^2 + B_n^2)$  e mostrou como as variâncias da série, constituídas de senos e cossenos, estão distribuídas entre as várias frequências harmônicas distintas.

A seleção das ondas para o modelo baseou-se na magnitude dos picos do periodograma (BAPTISTA DA SILVA et al., 2001), concomitantemente com os valores da função de densidade espectral, de forma parcimoniosa. Pretende-se que o modelo tenha uma representatividade de no mínimo 75%.

Complementarmente, foi comparada a variabilidade dos ventos em cada um dos sub-períodos do intervalo completo de estudo, isto é, 1940/1974 e 1975/2008 e analisada a possível existência de mudanças climáticas na região.

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Para o teste de homogeneidade de variâncias os 70 valores das velocidades médias anuais foram agrupados em 7 grupos de 10 valores. Em cada um desses grupos foram calculadas a média e a variância amostral, representando a relação entre as variâncias e as médias num gráfico apropriado.

A seguir, foram usadas estas variâncias para o teste de Cochran, cuja estatística do teste apresentou o valor de  $C = 0,4277$ , significativo a 5% ( $C_{0,05;7;9} = 0,3259$ ). Após os dados serem transformados, segundo a expressão  $Z = X^{2,121}$  a relação linear entre as variâncias e as médias mostrou-se não significativa a 5%, logo, aceitou-se a homogeneidade das variâncias.

Quanto à normalidade, o teste de Shapiro-Wilk apresentou o valor de  $W = 0,992$ , não significativo a 5%, visto que este teste é unilateral à esquerda e o valor tabelado é  $W_{0,05;69} = 0,968$ . Conclui-se que os dados seguem aproximadamente à distribuição normal.

Para a estacionariedade, verificou-se que os dados transformados apresentaram tendência linear significativa a 5%,  $W = 12,069 + 0,04546 * Z$ , tornando-se estacionários pela eliminação da tendência.

**Tabela 1** - Parte dos resultados da análise espectral para as ondas senoidais mais destacadas

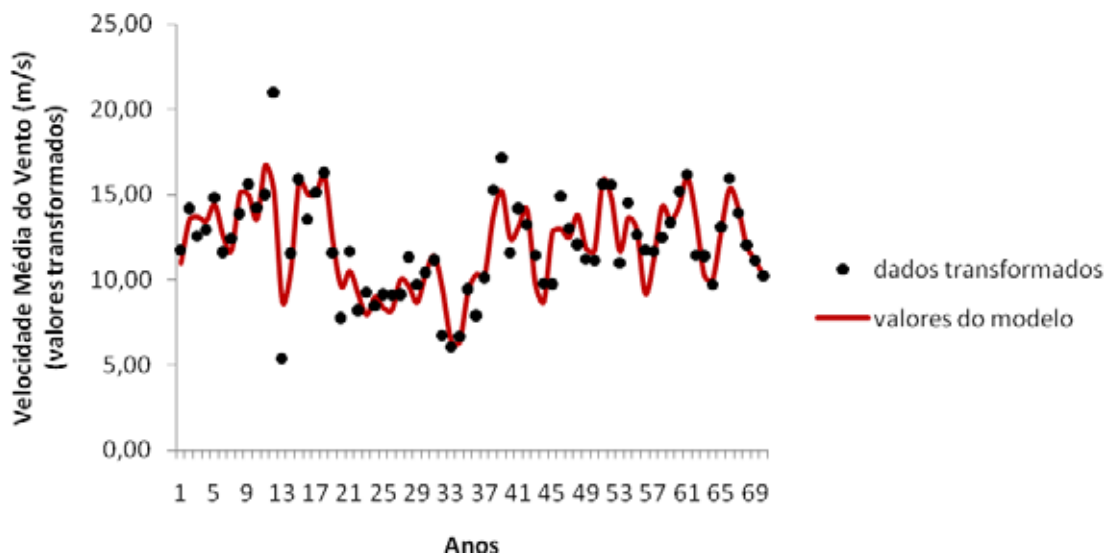
Nº Ondas	Período	Frequência	Freq. Angular	Coef. Cosseno	Coef. Seno	(Amplitude) <sup>2</sup>	r <sup>2</sup> (%)
1	70	0,0142	0,0895	1,4921	-0,6754	2,6825	16,3
2	35	0,0286	0,1794	-0,5219	1,3374	2,0609	12,5
3	7	0,1429	0,8976	-0,8097	1,0699	1,8004	11,0
4	3,3	0,3000	1,8850	0,5351	0,9600	1,2080	7,3
5	10	0,1000	0,6283	0,2402	-0,9927	1,0432	6,3
6	11,7	0,0857	0,5386	-0,5013	0,8810	1,0274	6,2
7	3,0	0,3286	2,0645	-0,8475	-0,0911	0,7265	4,4
8	23,3	0,0429	0,2693	-0,6487	-0,3657	0,5545	3,4
9	6,4	0,1571	0,9874	-0,4481	0,5652	0,5203	3,2
10	3,9	0,2571	1,6157	-0,2604	-0,6723	0,5198	3,2
11	5	0,2000	1,2566	0,6751	0,2331	0,5101	3,1
Variância dos Dados = 8,22							76,9

Na tabela 1, apresentam-se os resultados da análise espectral para as ondas mais importantes por suas contribuições na variabilidade dos dados. Para atender a representatividade de no mínimo 75%, teve-se que selecionar as 11 ondas senoidais mais destacadas por suas amplitudes para o modelo, cerca de 1/3 do total de ondas disponíveis.

O modelo, abaixo apresentado, constituído de 11 ondas senoidais estimadas por meio do periodograma (MORETTIN e TOLOI, 1981), representa 76,9% da variabilidade entre os dados, com  $t = 0,1, \dots, 69$  anos. Este modelo encontra-se representado na figura 1, onde as ondas de períodos de 70, 35 e 7 anos destacaram-se como as mais importantes com 40 % da representatividade.

$$\begin{aligned}
 Y_t = & 12,069 + 1,4921 * \cos(0,0894 t) - 0,6754 * \text{sen}(0,0894 t) - 0,5219 * \cos(0,1795 t) + 1,3373 * \text{sen}(0,1795 t) - \\
 & - 0,8097 * \cos(0,8976 t) + 1,0699 * \text{sen}(0,8976 t) + 0,5352 * \cos(1,8851 t) + 0,9599 * \text{sen}(1,8851 t) + \\
 & + 0,2402 * \cos(0,6283 t) - 0,9927 * \text{sen}(0,6283 t) - 0,5013 * \cos(0,5386 t) + 0,8809 * \text{sen}(0,5386 t) - \\
 & - 0,8474 * \cos(2,0645 t) - 0,09106 * \text{sen}(2,0645 t) - 0,6487 * \cos(0,2693 t) - 0,3656 * \text{sen}(0,2693 t) - \\
 & - 0,4482 * \cos(0,9874 t) + 0,5652 * \text{sen}(0,9874 t) - 0,2605 * \cos(1,6157 t) - 0,6723 * \text{sen}(1,6157 t) - \\
 & - 0,6752 * \cos(1,2566 t) + 0,2331 * \text{sen}(1,2566 t)
 \end{aligned}$$

A figura 1, sugere a possibilidade de ter havido uma mudança climática no segundo sub-período (1975/2008), visto que, a tendência linear negativa do primeiro sub-período (1940/1974) foi substituída por um crescimento e uma estabilidade, que se manteve por mais de 30 anos, o que pode caracterizar tal acontecimento para essa variável. Sabe-se que no período em que houve a alteração no comportamento da variável (1972 a 1974) ocorreu uma mudança de El Niño para La Niña, podendo ter influenciado esse evento ( BERLATO e FONTANA, 2003).



**Figura 1** – Modelo espectral para os valores transformados da velocidade média anual do vento e valores transformados dos dados observados para Pelotas, RS, período (1939/2008).

## 4 CONCLUSÕES

O modelo representou adequadamente a variabilidade dos dados, com uma representatividade de 76,9%, tendo em vista a natureza da variável em estudo. Dentre as ondas senoidais que participaram do modelo, destacaram-se as de período 70, 35 e 7 anos, com aproximadamente 40% de representatividade.

Constatou-se que no primeiro período de 1940 a 1974 houve uma tendência linear decrescente significativa da velocidade média do vento, enquanto, no período de 1975 a 2008 notou-se certo crescimento acompanhado de estabilidade.

Comparando os dois períodos poder-se-ia dizer que ocorreu uma mudança climática para essa variável nesse último período, se determinado acontecimento continuar se manifestando nos próximos anos.

## 5 REFERÊNCIAS

BAPTISTA DA SILVA, J. ; CUNHA, F. B.; GAVIAO NETO, W. P. Modelagem das chuvas trimestrais por regiões homogêneas no estado do Ceará. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**. Santa Maria, v.9, n.2, p.317-334, 2001.

DIXON, W. J.; MASSEY Jr., F.J. **Introduction to statistical analysis**. Tóquio: McGraw-Hill Kogakusha Ltda, 1969, 639p.

MEZZOMO, D.; DINIZ G.B.; BAPTISTA DA SILVA, J. Análise espectral da temperatura mínima média em dois trimestres numa região homogênea do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Piracicaba, v.15, n.2, p.121-132, 2007.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C.M.C. **Modelos para previsão de series temporal**. Rio de Janeiro: Instituto de Matemática Pura e Aplicada, v.1 e 2, 1981, 623p.

PRIESTLEY, M. P., **Spectral analysis and time series**, Vols. I e II, Elsevier Academic Press, San Diego, California, USA, 2004, 890p.

SHAPIRO, S. S. **How to test normality and other distributional assumptions**. 2<sup>a</sup> ed. v. 3, American Society for Quality Control, Wisconsin, 1990, 92p.

BERLATO, M. A. ; FONTANA, D. C. **El Nino e La Nina: impactos no clima, na vegetação e na agricultura do Rio Grande do Sul; aplicações de previsões climáticas na agricultura**. Porto Alegre: Editora da UFRGS, 2003. 110p.