

Diogo Daniel Panda Friggo

Estimativa da produção de energia de um parque eólico por meio de modelo estocástico

Brasil

2019

Diogo Daniel Panda Frigo

Estimativa da produção de energia de um parque eólico por meio de modelo estocástico

O presente trabalho propõe um modelo que represente a estrutura de séries temporais de velocidade de vento de modo a fazer previsões sobre seu comportamento futuro tendo como objetivo estimar a energia que seria gerada por uma turbina eólica em um dado período.

Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS

Trabalho de Diplomação em Engenharia Física

Orientador: Carlo Requião da Cunha

Brasil

2019

Diogo Daniel Panda Friggo

Estimativa da produção de energia de um parque eólico por meio de modelo estocástico/ Diogo Daniel Panda Friggo. – Brasil, 2019-

67 p. : il. (algumas color.) ; 30 cm.

Orientador: Carlo Requião da Cunha

Graduação – Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS
Trabalho de Diplomação em Engenharia Física, 2019.

1. Energia Eólica.
 2. Modelo Autorregressivo Integrado com Média Móvel (ARIMA).
 3. Modelo Autorregressivo com Heterocedasticidade Condisional Generalizada (GARCH).
- I. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. II. Engenharia Física.

Diogo Daniel Panda Friggo

Estimativa da produção de energia de um parque eólico por meio de modelo estocástico

O presente trabalho propõe um modelo que represente a estrutura de séries temporais de velocidade de vento de modo a fazer previsões sobre seu comportamento futuro tendo como objetivo estimar a energia que seria gerada por uma turbina eólica em um dado período.

Brasil
2019

Agradecimentos

A minha mãe, Clarissa Helena Rodrigues Panda, por ter me ensinado a como me tornar uma pessoa melhor através dos estudos.

A minha namorada, Daniella Endres Moysés, pelo amor, apoio e parceria que tornaram esse trabalho possível.

Ao meu orientador Carlo Requião da Cunha, tanto pelo apoio no desenvolvimento do trabalho quanto pelas palavras de incentivo.

A esta universidade que tornou possível a minha permanência na graduação em turno integral por meio de suas políticas de auxílio ao estudante.

Resumo

Todos os envolvidos no planejamento de um parque eólico precisam garantir, com um certo nível de certeza, quanta energia este poderá gerar. Investidores precisam avaliar o risco associado ao financiamento da construção do parque em relação a um retorno futuro. Produtores precisam garantir um determinado nível de produção de energia com base em acordos mensais com compradores. Operadores de subestações, por outro lado, precisam ter uma estimativa da produção em resolução horária de modo a evitar perdas elétricas e para que possam atender adequadamente a demanda por energia a qual sabe-se que varia ao longo do dia de maneira previsível e conhecida a partir de dados históricos de consumo por uma dada região.

Atualmente existem metodologias bem estabelecidas na indústria para a estimativa do recurso eólico de longo prazo e da geração de energia de longo prazo, geralmente para um horizonte de 20 anos. Elas se baseiam no fato de que, a longo prazo, a distribuição de probabilidade da velocidade do vento aproxima-se de uma distribuição de Weibull ([MENČÍK, 2016](#)) a qual é então convertida em uma distribuição de probabilidade de energia por meio de uma curva de potência de uma determinada turbina. Essa distribuição de densidade de probabilidade é a mais difundida na análise de dados de vento ([P., 2003](#)), tendo sido utilizada para estimar tanto o recurso eólico ([AN., 2003](#)) quanto a produção de energia ([M HOOSHMAND R-A; A-H, 2015](#)).

O sucesso das metodologias supracitadas é explicado pelo fato de que um longo período de dados é utilizado para produzir uma previsão de extensão temporal similar. Isso tem o efeito de remover flutuações que são observados entre diferentes períodos. Com tantos dados disponíveis, uma distribuição pode ser adequadamente ajustada, a qual fidedignamente representa a verdadeira distribuição de velocidade do vento. Existe uma vasta quantidade de trabalhos comerciais que confirmam essa hipótese. Além disso, para a distribuição de extremos de velocidade, existem resultados teóricos que corroboram o uso da distribuição de Weibull. É o caso do teorema de Fisher-Tippett-Gnedenko ([BASRAK, 2011](#)) o qual afirma que a distribuição de máximos de uma série temporal converge para uma entre três classes gerais de distribuições: a de Fréchet, a de Gumbel ou a distribuição de Weibull.

No entanto, há uma crescente necessidade de obter-se previsões em escalas de tempo cada vez menores: em meses, dias e horas. Quando a produção de energia prevista não corresponde a energia efetivamente gerada, as partes envolvidas perdem dinheiro. Até mesmo no caso em que mais energia do que o esperado seja gerada, a subestação que receberá essa energia pode não estar preparada para o excesso. Um passo inicial na tentativa de encontrar um equilíbrio na cadeia de produção e distribuição de energia eólica

consiste em primeiramente prever com um certo grau de confiança a velocidade do vento futura, dado que essa é a variável que é a maior responsável pela incerteza na produção de energia. Este trabalho propõe o uso de modelos autorregressivos, em particular modelos GARCH, de modo a produzir previsões confiáveis em um horizonte de horas até meses.

Palavras-chave: energia eólica, previsão de séries temporais, modelos autorregressivos

Abstract

Every stakeholder of a windfarm must ensure, within a specified confidence level, how much energy that windfarm may generate. Investors must balance the risk that goes along with financing such a project and the expected return of investment. Developers are held accountable to a certain level of energy production that is previously agreed upon, usually on a monthly basis, but also yearly. Grid operators on the other hand demand an hourly estimate of production so that they can match offer to demand with minimal losses due to circuit inadequacy. Energy demand follows a quite predictable pattern that may be easily anticipated based on past data. That is much less so the case for energy offer which, besides coming from a variety of sources, also brings along a lot of complexities, some of which are discussed on this text for the case of energy derived from wind.

Nowadays there are well-established methodologies in the field of wind energy forecasting. Usually the time horizon involved is of 20 years. These methodologies rest on the assumption that a long-tailed Weibull distribution ([MENČÍK, 2016](#)) may always be fit to long-term wind speed. This distribution is considered representative of 20 years into the future and is then converted into energy ([M HOOSHMAND R-A; A-H, 2015](#)) by mapping it through a power curve specific to a manufacturer's turbine model. Its widespread use is justified by the vast amount of commercial work done on the hypothesis that a Weibull distribution best describes long-term wind speed ([AN., 2003](#)).

The success of the aforementioned methodologies may be explained by the fact that a very long period of data is used to achieve a similarly long forecast. This has the effect of averaging out fluctuations observed from one period to the next. With so much data available a distribution fit may be found which reliably represents the true wind speed distribution. There are a plethora of commercial work that support this view. Furthermore, for the case of a distribution of extrema, there are theoretical results which validate such deliberate use of the Weibull distribution: Fisher-Tippett-Gnedenko's theorem states that a distribution of extrema from a timeseries converges to one of three broad classes of distribution: that of Fréchet, of Gumbel or of Weibull ([BASRAK, 2011](#)).

Despite the accomplishments of standard methodologies, there's a growing need to bring the forecast horizon ever closer to the present. Whenever the forecast energy production doesn't match the realized one, stakeholders lose money. Even if more energy than expected is produced money may nevertheless be lost because, for instance, the target substation may not be able to handle the excess energy. An initial step into finding the optimal balance in this wind energy chain is to first confidently predict future wind speed since this is the variable that is mostly responsible for the uncertainty in energy production.

This work pursues the use of autoregressive models, particularly of GARCH models, in order to achieve reliable forecasts with a time horizon of the order of hours to months.

Keywords: wind energy, time-series forecasting, autoregressive models

Listas de ilustrações

| | |
|---|----|
| Figura 1 – Comparação entre a composição da matriz energética brasileira no ano de 2017 (esquerda) e no ano de 2018 (direita) Fonte: Boletim anual de Geração Eólica disponível em < http://abeeolica.org.br/dados-abeeolica > | 14 |
| Figura 2 – Ranking de capacidade eólica instalada acumulada. Fonte: Boletim anual de Geração Eólica disponível em < http://abeeolica.org.br/dados-abeeolica > | 15 |
| Figura 3 – Evolução da capacidade instalada de parques eólicos no Brasil. Fonte: Boletim anual de Geração Eólica disponível em < http://abeeolica.org.br/dados-abeeolica > | 15 |
| Figura 4 – Curva de potência de uma turbina genérica. Adaptado de < https://upload.wikimedia.org/wikipedia/commons/6/67/Powercurve.png > | 17 |
| Figura 5 – À esquerda velocidade do vento em m/s para uma região no sul do Ceará e à direita o preço de fechamento das ações da google para 120 dias de 2013. Baseado na série de dados ERA5 da (ECMWF, 2017) e NASDAQ disponível em < https://www.nasdaq.com/symbol/goog >. | 18 |
| Figura 6 – Variação da elevação na direção preferencial de escoamento do vento. Google earth V 7.3.2.5776. (23 de Julho, 2016). Rio Grande do Sul, Brasil. 7° 29' 22,57" S, 39° 09' 44,70" W, Eye alt 205,32 km. | 21 |
| Figura 7 – Topografia da região de interesse. Baseado na série de dados SRTM disponíveis em < https://earthdata.nasa.gov >. | 22 |
| Figura 8 – Alguns nós da série ERA 5 ao sul do Ceará, Brasil. Google earth V 7.3.2.5776. (14 de Dezembro, 2015). Rio Grande do Sul, Brasil. 7° 14' 11,54" S, 40° 04' 12,31" W, Eye alt 1808,45 km. | 25 |
| Figura 9 – Velocidade do vento registrada por satélite na região de interesse nos anos de 2017 e 2018. Baseado na série de dados ERA5 da (ECMWF, 2017). | 26 |
| Figura 10 – Histograma de velocidades do nó noroeste da série de dados modelo. Baseado na série de dados ERA5 da (ECMWF, 2017). | 27 |
| Figura 11 – Gráfico de Cullen e Frey para os dados do nó noroeste da série de dados modelo. Baseado na série de dados ERA5 da (ECMWF, 2017). | 28 |
| Figura 12 – Rosa dos ventos do nó noroeste da série ERA5 para a região de interesse. Baseado na série de dados ERA5 da (ECMWF, 2017). | 29 |
| Figura 13 – Velocidade média (m/s) para cada mês do ano. Cada curva representa algum ano entre 2000 e 2019. Baseado na série de dados ERA5 da (ECMWF, 2017). | 30 |

| | |
|---|----|
| Figura 14 – Velocidade média (m/s) para cada mês do ano em forma polar. Cada curva representa algum ano entre 2000 e 2019. Baseado na série de dados ERA5 da (ECMWF, 2017). | 31 |
| Figura 15 – O método de Box-Jenkins. | 36 |
| Figura 16 – Últimos dois anos da série de vento. Baseado na série de dados ERA5 da (ECMWF, 2017). | 38 |
| Figura 17 – Sazonalidade removida. Baseado na série de dados ERA5 da (ECMWF, 2017). | 39 |
| Figura 18 – Variância estabilizada por meio de uma transformação de Box-Cox. Baseado na série de dados ERA5 da (ECMWF, 2017). | 40 |
| Figura 19 – Gráficos da Função de Autocorrelação (ACF) e Função de Autocorrelação Parcial (PACF). Baseado na série de dados ERA5 da (ECMWF, 2017). | 42 |
| Figura 20 – Gráfico da Função de Autocorrelação (ACF) evidenciando lenta atenuação de autocorrelação. Baseado na série de dados ERA5 da (ECMWF, 2017). | 43 |
| Figura 21 – Modelo LSTM aplicado a série. Velocidade (m/s) na ordenada. Tempo (h) na abscissa. Baseado na série de dados ERA5 (ECMWF, 2017). | 44 |
| Figura 22 – 3 últimas semanas de dados da série. Antes da diferenciação (superior) e após (inferior). Baseado na série de dados ERA5 (ECMWF, 2017). | 45 |
| Figura 23 – Gráficos da Função de Autocorrelação e Autocorrelação Parcial para 2 semanas de dados da série. Baseado na série de dados ERA5 (ECMWF, 2017). | 46 |
| Figura 24 – Validação cruzada. | 48 |
| Figura 25 – Condições de regime estacionário e invertibilidade para um modelo ARIMA(6,1,3). | 50 |
| Figura 26 – Previsão de velocidade do vento utilizando modelo ARIMA(1,1,1) (superior) e ARIMA(2,1,1) (inferior). | 51 |
| Figura 27 – Previsão de velocidade do vento utilizando modelo ARIMA(1,1,2) (superior) e ARIMA(2,1,3) (inferior). | 52 |
| Figura 28 – Evolução dos parâmetros p e q de um modelo ARIMA ao longo do tempo. | 55 |
| Figura 29 – Previsão resultante do modelo ARIMA com parâmetros variáveis. | 56 |
| Figura 30 – Variação da velocidade por hora do dia. Uma curva por mês. | 57 |
| Figura 31 – Previsão da série modelo utilizando GARCH(1,1) em base horária. | 58 |
| Figura 32 – Previsão da série modelo utilizando GARCH(1,1) em base mensal. | 59 |
| Figura 33 – Curva de potência de uma turbina genérica. | 61 |
| Figura 34 – Curva de potência de um aerogerador genérico. | 62 |
| Figura 35 – Regiões correspondentes a dados de velocidade do vento do banco de dados ERA5 da ECWMF. Mapa disponível em | 63 |

Lista de abreviaturas e siglas

| | |
|--------|---|
| ACF | Função de Autocorrelação |
| AIC | Critério de Informação de Akaike |
| ARMA | Autorregressão com Média Móvel |
| ARIMA | Autorregressão Integrada com Média Móvel |
| ECMWF | Centro Europeu para Previsão de Médio-Prazo do Clima |
| GARCH | Autorregressão Generalizada com Heterocedasticidade Condicional |
| GMT | Tempo Médio de Greenwich |
| LSTM | Memória Longa de Curto Prazo |
| MAE | Erro Absoluto Médio |
| MAPE | Média do Erro Absoluto Percentual |
| MASE | Média do Erro Absoluto Escalonado |
| MPE | Erro Médio Percentual |
| PACF | Função de Autocorrelação Parcial |
| RMSE | Raiz da Média do Erro ao Quadrado |
| SARIMA | Autorregressão Sazonal Integrada com Média Móvel |
| SRTM | Missão Topográfica com Radar de Translado |

Sumário

| | |
|--|----|
| Introdução | 14 |
| I ESTUDO DE CASO 20 | |
| 1 CARACTERIZAÇÃO DA REGIÃO | 21 |
| 2 A SÉRIE TEMPORAL MODELO | 24 |
| 3 CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS | 26 |
| 3.1 Distribuição de probabilidades | 27 |
| 3.2 Direção | 28 |
| 3.3 Sazonalidade | 29 |
| 3.4 Horizonte de previsão | 31 |
| 3.5 Métodos | 32 |
| II IMPLEMENTAÇÃO 34 | |
| 4 BOX-JENKINS | 36 |
| 4.1 Análise visual | 37 |
| 4.2 Regime estacionário | 38 |
| 4.3 Autocorrelação | 41 |
| 4.4 Redes neurais recorrentes | 42 |
| 4.5 Janela de dados | 44 |
| 4.6 Medidas de qualidade de previsões | 47 |
| 4.6.1 Erro médio absoluto (MAE) | 47 |
| 4.6.2 Raíz do quadrado da média do erro (RMSE) | 47 |
| 4.6.3 Erro absoluto médio escalonado (MASE) | 48 |
| 4.6.4 Validação cruzada | 48 |
| 4.7 Estabilidade | 49 |
| 4.8 Previsão | 50 |
| 5 MODELO AUTOREGRESSIVO VARIÁVEL | 54 |
| 6 GARCH | 57 |
| 6.1 Base horária | 57 |
| 6.2 Base mensal | 59 |

| | | |
|------------|------------------------------------|-----------|
| III | CONCLUSÃO | 60 |
| 7 | CONVERSÃO EM ENERGIA | 61 |
| 8 | VALIDAÇÃO COM OUTRAS SÉRIES | 63 |
| | REFERÊNCIAS | 65 |

Introdução

Ao contrário de fontes de energia tradicionais tais como petróleo ou carvão, o vento é uma fonte de energia limpa e renovável. A energia eólica é, em princípio, inesgotável, pois é função apenas da energia cinética das moléculas presentes na atmosfera, as quais, em última instância, estão em movimento, principalmente, devido a radiação solar e atração gravitacional entre corpos massivos que rege a dinâmica de movimento da Terra e consequentemente sua atmosfera. Ser inesgotável não significa que seja infinita. Existe um limite de quanta energia se pode extrair da atmosfera, no entanto, por ser renovável, essa energia é constante e naturalmente reabastecida.

Diante da finitude das principais fontes de energia em uso no mundo, a geração de energia eólica, assim como de energia solar, tem crescido continuamente ao redor do mundo. Na imagem abaixo é possível constatar a tendência de diminuição do uso de fontes de energia não renováveis e aumento das renováveis, principalmente eólica e solar. Em 2017, na imagem a esquerda, a energia eólica era responsável por 8,1% da matriz energética do país. Enquanto que em 2018 esse número subiu para 9% enquanto que quase todas as outras fontes recuaram.

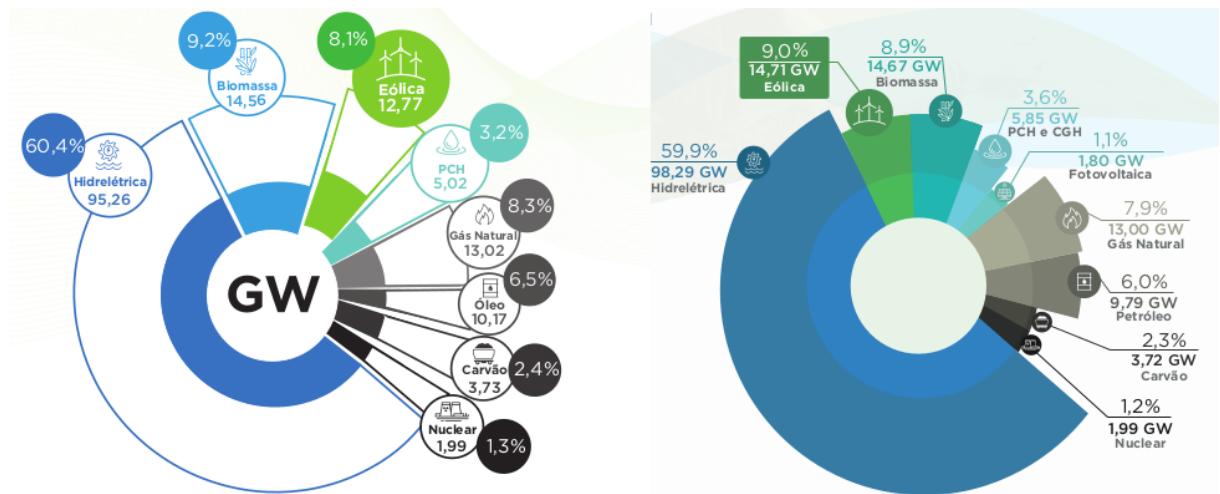


Figura 1 – Comparação entre a composição da matriz energética brasileira no ano de 2017 (esquerda) e no ano de 2018 (direita) Fonte: Boletim anual de Geração Eólica disponível em <http://abeeolica.org.br/dados-abeeolica>

O Brasil conta com uma capacidade instalada de energia eólica de 12,76 GW em seus mais de 500 parques eólicos e figura mundialmente como 8º maior produtor, superando países desenvolvidos como o Canadá.

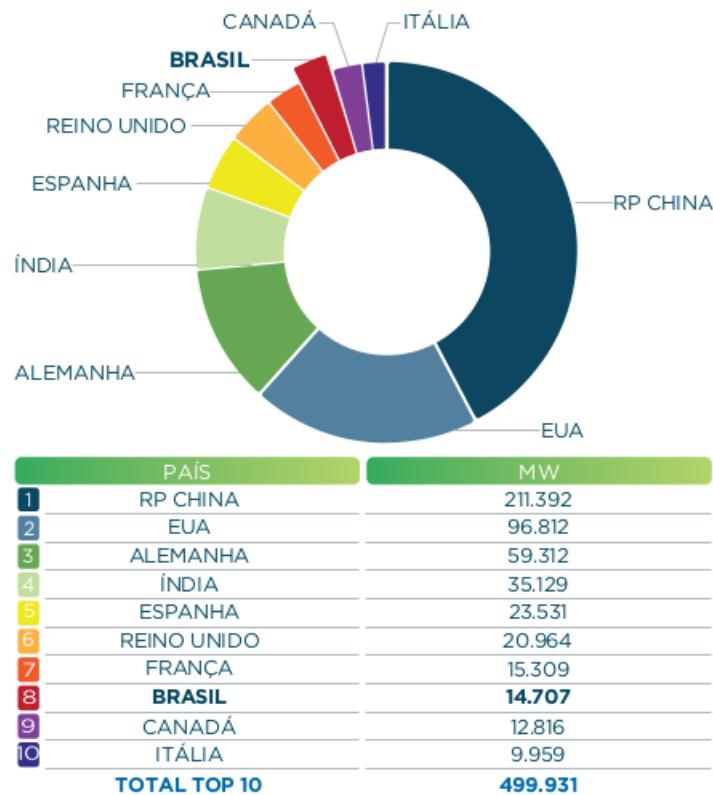


Figura 2 – Ranking de capacidade eólica instalada acumulada. Fonte: Boletim anual de Geração Eólica disponível em <<http://abeeolica.org.br/dados-abeeolica>>

O crescimento da captação de energia eólica no país vem crescendo constantemente, adicionando em média 2GW de capacidade instalada (máxima capacidade de produção) a cada ano desde 2013. Hoje essa fonte de energia é responsável, em média, por 11% do abastecimento do país e 60% do Nordeste.

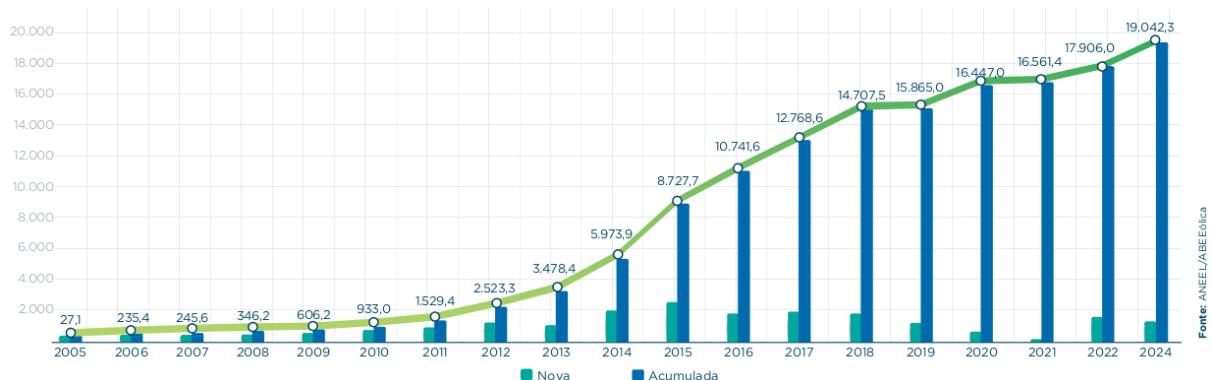


Figura 3 – Evolução da capacidade instalada de parques eólicos no Brasil. Fonte: Boletim anual de Geração Eólica disponível em <<http://abeeolica.org.br/dados-abeeolica>>

A principal fonte de energia elétrica do país vêm de hidrelétricas. Em períodos

de estiagem, essa fonte é complementada por termoelétricas, as quais usam combustíveis fósseis para gerar energia. O seu alto custo tem impacto direto no consumidor final que paga mais pela mesma energia.

A variabilidade do recurso eólico representa um dos maiores desafios ao seu aproveitamento. A previsão de que a maré será alta ou baixa é aceita como verdade sem mais questionamentos, enquanto que a previsão de que, devido ao movimento de massas de ar, provavelmente irá chover é encarada com forte suspeita, pois, ao contrário de outras fontes naturais de energia, tais como a energia hídrica ou solar, a energia eólica apresenta grande variabilidade (ACKERMANN, 2012), sendo, portanto, de maior dificuldade a sua previsão. Dessa forma, é de grande interesse que se entenda o seu comportamento e se desenvolva métodos para sua previsão.

Os principais fatores que influem na geração de energia eólica são a densidade do ar e a velocidade do vento. A potência (em watts) gerada por uma turbina é dada pela equação (CEPEL, 2001) a qual é fornecida por fabricantes de turbinas eólicas:

$$P = \frac{1}{2} \rho \frac{\pi D^2}{4} \nu^3 C_p \eta \quad (1)$$

P = potência elétrica na altura do cubo rotor [W]

ρ = densidade do ar $\left[\frac{kg}{m^3} \right]$

D = diâmetro do rotor [m]

ν = velocidade do vento $\left[\frac{m}{s} \right]$

C_p = coeficiente aerodinâmico de potência do rotor [W]

η = eficiência do conjunto gerador/transmissão

O fato de a potência variar com o cubo da velocidade do vento evidencia a importância da determinação precisa dessa grandeza.

A conversão entre velocidade e potência é feita por uma curva de potência fornecida pelo fabricante da turbina utilizada. Ela representa a potência que seria gerada para cada velocidade incidente perpendicularmente às pás da turbina. Uma vez feita a previsão da velocidade do vento utilizar-se-a, neste trabalho, uma curva de potência genérica como a exibida abaixo para obter a previsão em energia ao invés de velocidade do vento. Observa-se que baixas velocidades de vento resultam em baixa produção de energia e que a velocidades muito altas a produção é constante. Para velocidades muito intensas a turbina é temporariamente desligada para evitar danos estruturais.

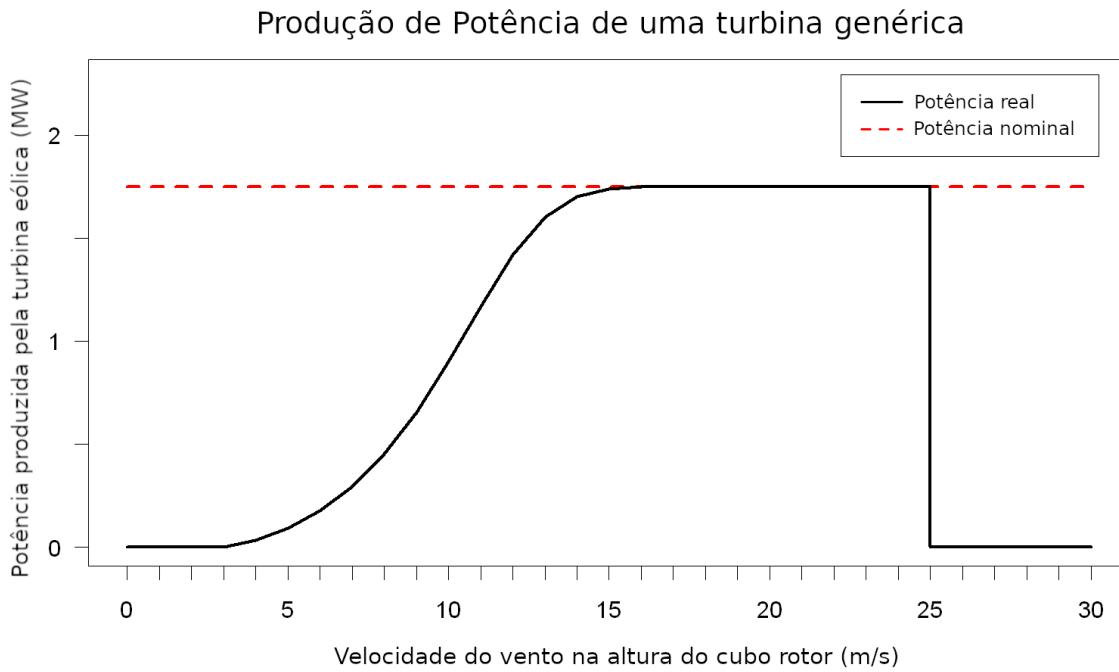


Figura 4 – Curva de potência de uma turbina genérica. Adaptado de <<https://upload.wikimedia.org/wikipedia/commons/6/67/Powercurve.png>>

Na equação 1, exceto pela velocidade do vento, os demais parâmetros são controlados ou apresentam pouca variabilidade como a densidade do ar, por exemplo, que é relativamente constante para um dado macroclima. A velocidade do vento, por outro lado, tem caráter fortemente estocástico, ou seja, seu comportamento está associado a um processo aleatório. A sua previsão demanda o uso de modelos matemáticos que levem em conta tal comportamento.

Fenômenos estocásticos são comuns na natureza: o movimento errático que uma partícula macroscópica sofre ao ser imersa num fluido (composto por partículas microscópicas) conhecido como movimento Browniano; o decaimento radioativo de átomos em que não se sabe em qual momento dado átomo emitirá radiação (conhece-se apenas uma taxa característica de emissão).

Exemplos associados a atividade humana também são comuns sendo a evolução temporal do valor de ativos econômicos o exemplo mais marcante e para cujo entendimento se desenvolveu um arcabouço matemático sofisticado. Esse conhecimento pode ser utilizado para estudar quaisquer outros fenômenos estocásticos. A imagem traz dois exemplos de séries estocásticas: uma série de dados de vento (esquerda) e uma série de dados financeira (direita). Os métodos desenvolvidos para estudar séries financeiras podem ser usados com sucesso para séries de velocidade do vento.

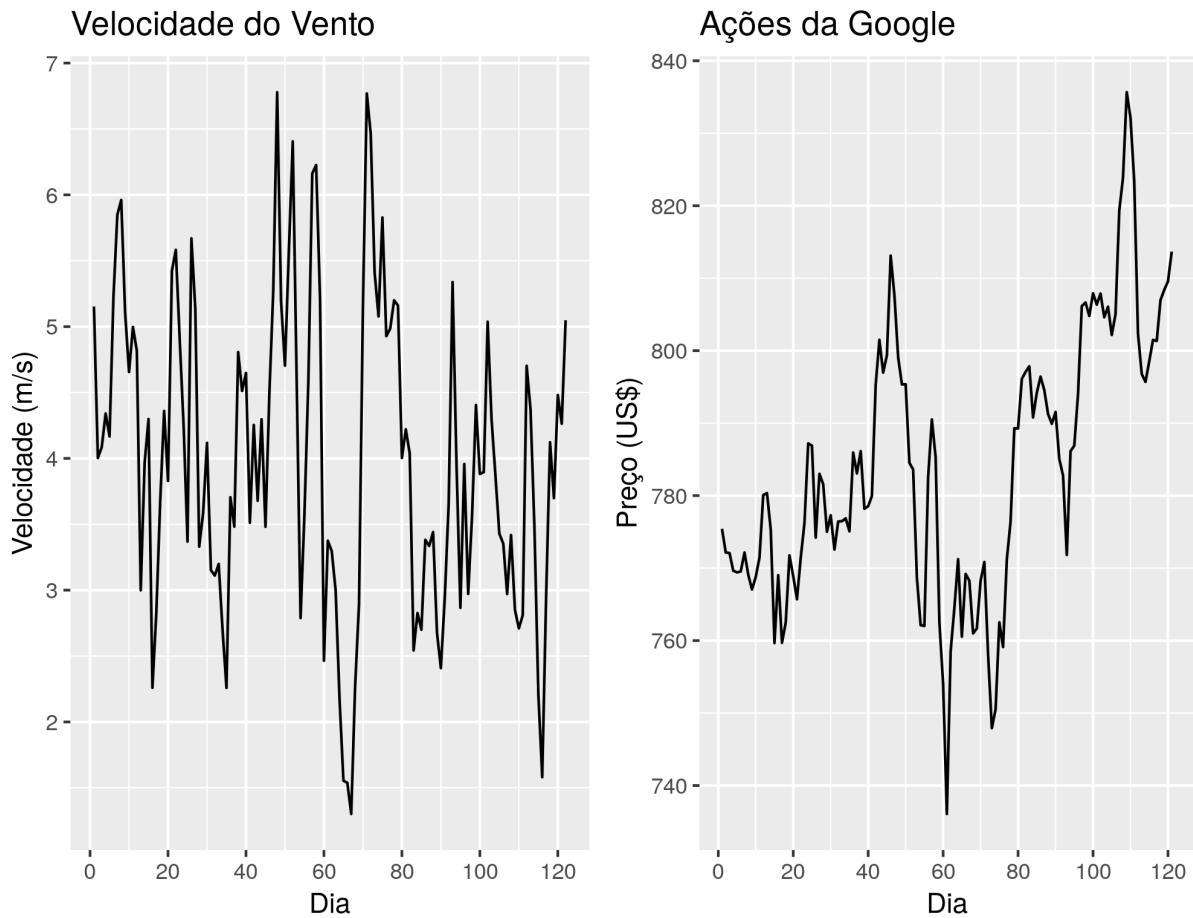


Figura 5 – À esquerda velocidade do vento em m/s para uma região no sul do Ceará e à direita o preço de fechamento das ações da google para 120 dias de 2013. Baseado na série de dados ERA5 da ([ECMWF, 2017](#)) e NASDAQ disponível em [<https://www.nasdaq.com/symbol/goog>](https://www.nasdaq.com/symbol/goog).

Yule e Walker ([ZHANG; DUHAMEL, 1992](#)) propuseram a representação de uma grandeza estocástica pelo resultado de choques aleatórios descritos por um filtro linear aplicado em ruído branco:

$$v_t = \mu + a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} + \dots$$

Essa ideia dá origem a modelos autorregressivos que descrevem a estrutura de séries temporais levando em conta termos anteriores da própria série. Box e Jenkins ([BOX; JENKINS, 1994](#)) descrevem esse método como "deixar que os dados falem por eles próprios", ou seja, nenhuma variável exógena é empregada, apenas a própria série. Esse método tem sido empregado com sucesso para prever o comportamento futuro de séries temporais em diversas áreas. Diversas variações do modelo original foram desenvolvidas ao longo dos anos. O conjunto de todas essas variações são denominadas modelos ARIMA, um acrônimo do inglês *autoregressive integrated moving average*, que significa modelo autorregressivo

(AR) integrado (I) de média móvel (MA).

Parte I

Estudo de caso

1 Caracterização da região

De modo a desenvolver as ideias desse trabalho escolheu-se arbitrariamente uma região localizada no estado do Ceará. Optou-se pela região nordeste por ser a região onde há mais investimentos em energia eólica e que responde pela maioria dos parques em operação no país. Os métodos desenvolvidos são, no entanto, aplicáveis a qualquer região, pois têm como entrada apenas uma série temporal.

A região de interesse encontra-se numa chapada elevada, um local com topografia muito favorável a instalação de um parque eólico. Sabe-se da dinâmica de fluídos que o escoamento é acelerado quando exposto a um diferencial de elevação. Na imagem abaixo pode-se perceber o quanto elevada a chapada é em relação ao seu redor.

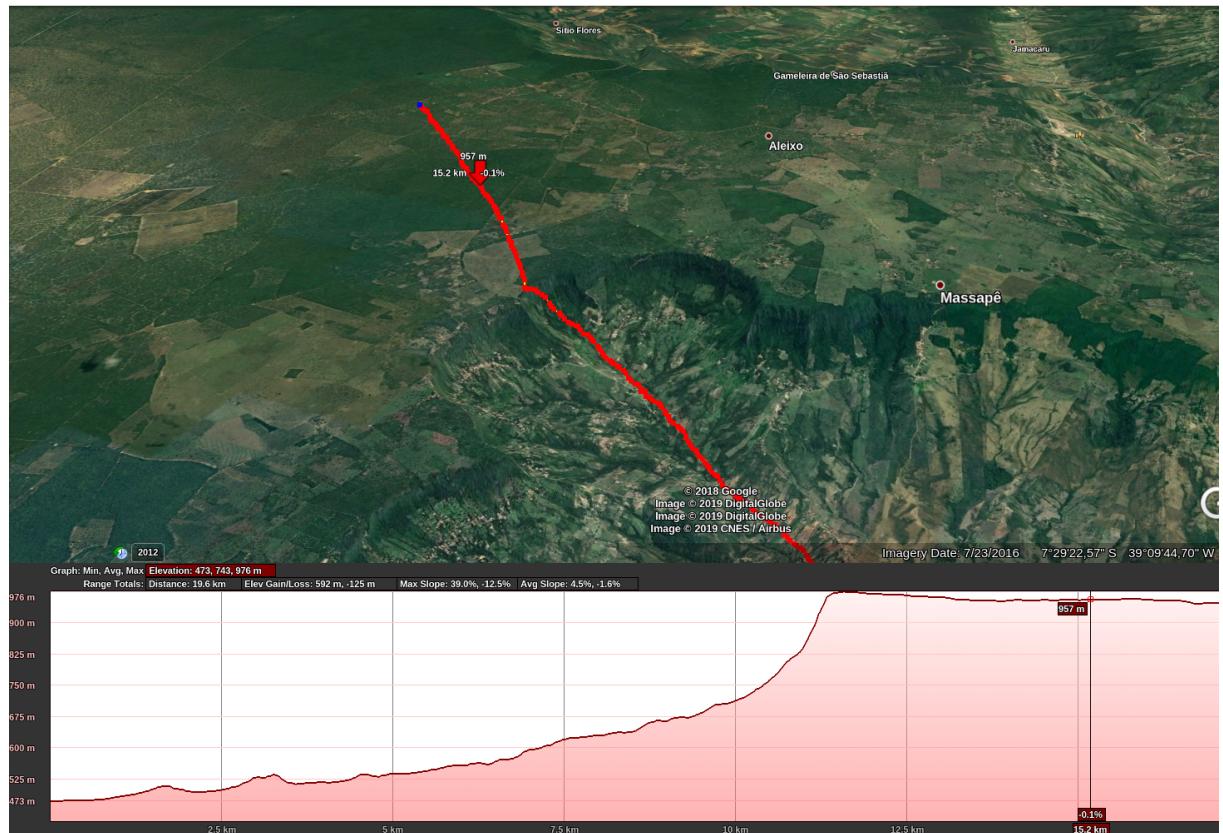


Figura 6 – Variação da elevação na direção preferencial de escoamento do vento.
Google earth V 7.3.2.5776. (23 de Julho, 2016). Rio Grande do Sul, Brasil. 7° 29' 22,57" S, 39° 09' 44,70" W, Eye alt 205,32 km.

Detalhes da topografia da região podem ser visualizados na imagem abaixo a qual exibe em detalhes a elevação por meio de linhas de contorno além dos declives e a rosa dos ventos.

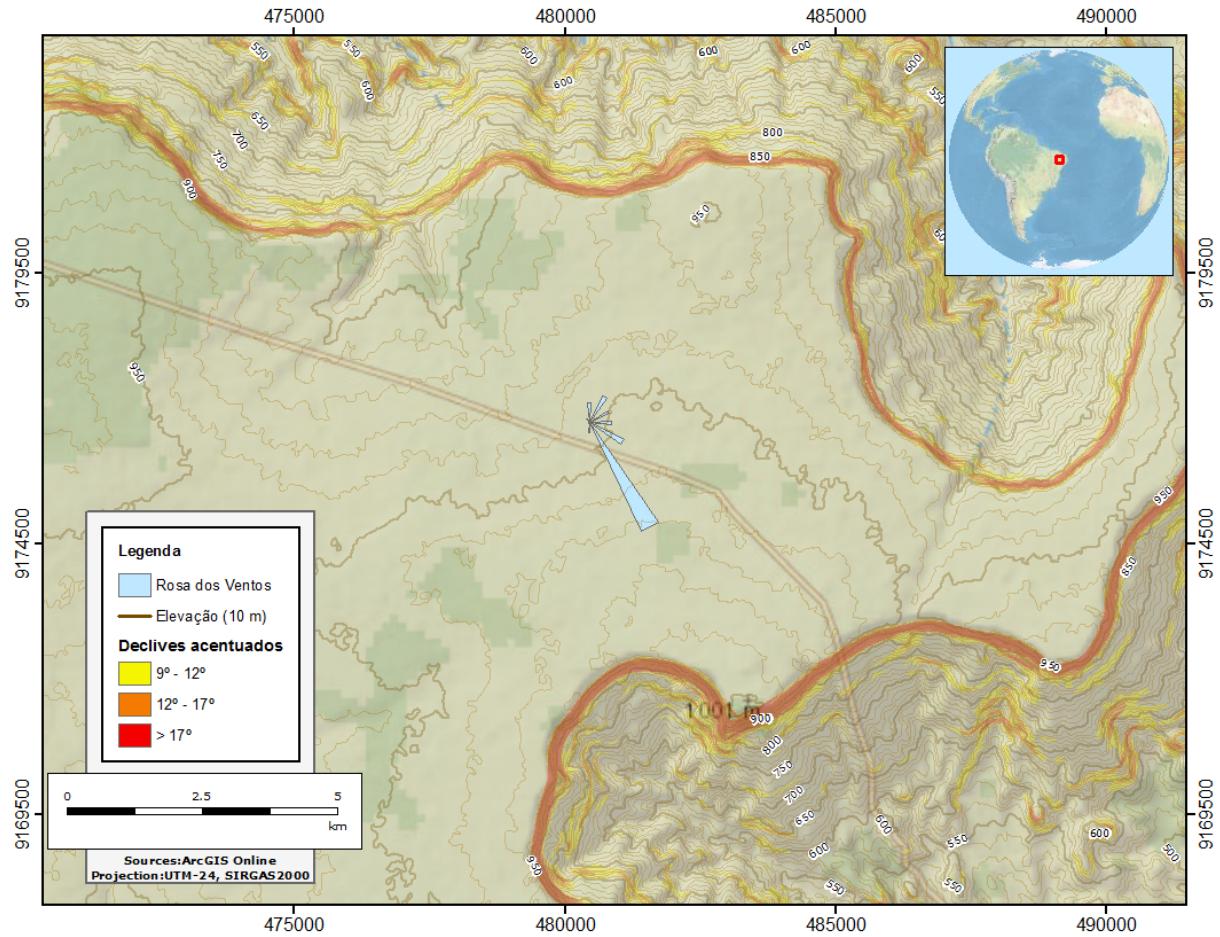


Figura 7 – Topografia da região de interesse. Baseado na série de dados SRTM disponíveis em <https://earthdata.nasa.gov>.

Na camada da atmosfera próxima ao solo, a velocidade do vento aumenta com a altura conforme uma lei de potência empírica:

$$\frac{v}{v_r} = \left(\frac{h}{h_r} \right)^\alpha \quad (1.1)$$

v = velocidade do vento à altura h

v_r = velocidade do vento à altura de referência h_r

α = coeficiente de cisalhamento, parâmetro estimado a partir dos dados

Em suma, a partir da imagem acima, é possível determinar as melhores posições para se colocar turbinas de um parque eólico:

- Na chapada, onde a velocidade do vento é maior devido a sua elevação de acordo com a lei de potência;
- Nas zonas de baixa declividade para facilitar as simulações computacionais;
- Nas bordas devido ao diferencial de elevação que causa aceleração do vento;
- Orientadas a aproximadamente 150° em relação do norte verdadeiro de modo a captar o vento oriundo de sua direção preferencial.

2 A série temporal modelo

Para exemplificar a elaboração do modelo proposto, utilizou-se uma série de dados disponibilizada publicamente pela organização européia ECWMF. Essa série conta com uma vasta gama de grandezas físicas medidas por satélite oriundas de diversas fontes. Esses dados são agregados e tratados de modo a melhorar sua qualidade. Existem diversas outras séries de dados de satélite com o mesmo propósito, tal como a série ERA-Interim (antecessora da ERA 5) ou as séries MERRA e MERRA 2 produzidas pela NASA. No entanto, observa-se que a qualidade da fonte ERA 5 é muito superior. Isso é empiricamente constatado devido a excelente correlação com dados de torres de medição instaladas no solo. Essa melhoria deve-se tanto a melhorias técnicas na assimilação e agregação de dados quanto a maior resolução espacial da série ERA 5: enquanto MERRA e MERRA 2 apresentam uma resolução espacial de 50 km em latitude e longitude, ERA 5 apresenta 30 km.

A grandeza de interesse para esse trabalho é a velocidade do vento a 100 m de altura em relação ao solo. Essa é a altura disponibilizada pela fonte ERA 5. Outras alturas estão disponíveis, mas são obtidas por interpolação e portanto são de qualidade inferior. Essa é uma altura adequada pois a altura do cubo rotor de aerogeradores comerciais varia tipicamente entre 80 m e 130 m.

A série ERA 5, assim como as outras mencionadas, possuem dados para todo o globo, dividindo-o em uma rede de nós com resolução de 30 km x 30 km em latitude e longitude, respectivamente. A imagem abaixo exemplifica como esses nós são dispostos na região de interesse.

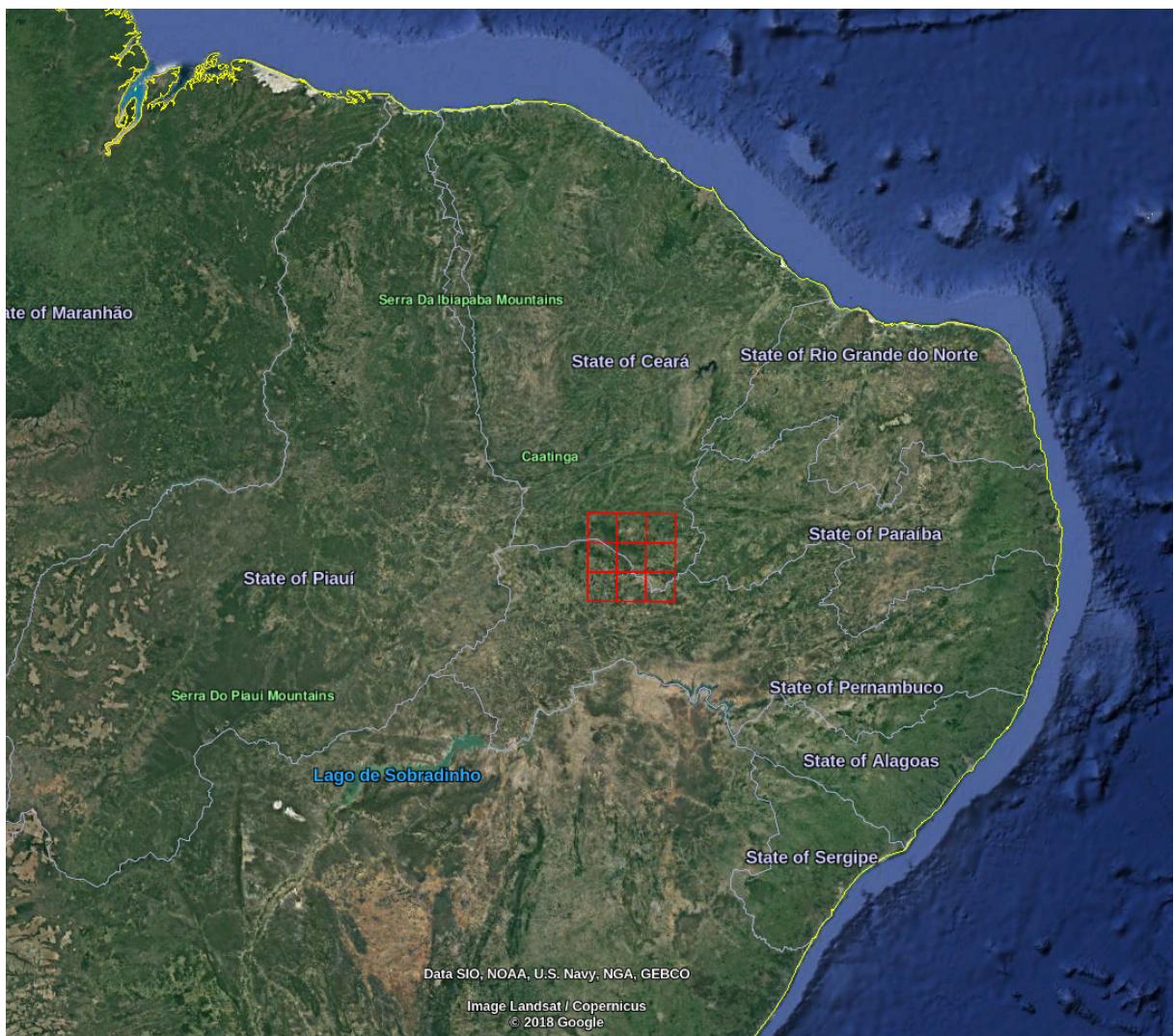


Figura 8 – Alguns nós da série ERA 5 ao sul do Ceará, Brasil.

Google earth V 7.3.2.5776. (14 de Dezembro, 2015). Rio Grande do Sul, Brasil.
 $7^{\circ} 14' 11,54''$ S, $40^{\circ} 04' 12,31''$ W, Eye alt 1808,45 km.

Cada nó cobre uma vasta região. A velocidade reportada para cada nó é uma média das velocidades da respectiva região. A campanha de medição necessária que antecede a construção de um parque eólico exige a instalação de torres de medição no local. Desse modo, a resolução dessas medições é muito maior do que a oferecida pela série ERA 5. No entanto, os dados de medições de torres não são disponibilizados publicamente. Com base na excelente correlação entre as séries ERA 5 e séries medidas por torres de projetos, acredita-se que o procedimento exposto neste trabalho possa ser aplicado com sucesso em dados medidos por torres em solo ou na nacelle dos próprios aerogeradores.

Os dados são fornecidos em base horária e compreendem o período de Janeiro de 2000 a Janeiro de 2019.

3 Caracterização dos dados

O começo de qualquer análise de séries temporais se dá pelo gráfico dos valores que assume ao longo do tempo. Por meio desse gráfico, é possível identificar qualitativamente tendências, sazonalidade, ciclicidade, valores atípicos, caráter estacionário e comportamento da variância:

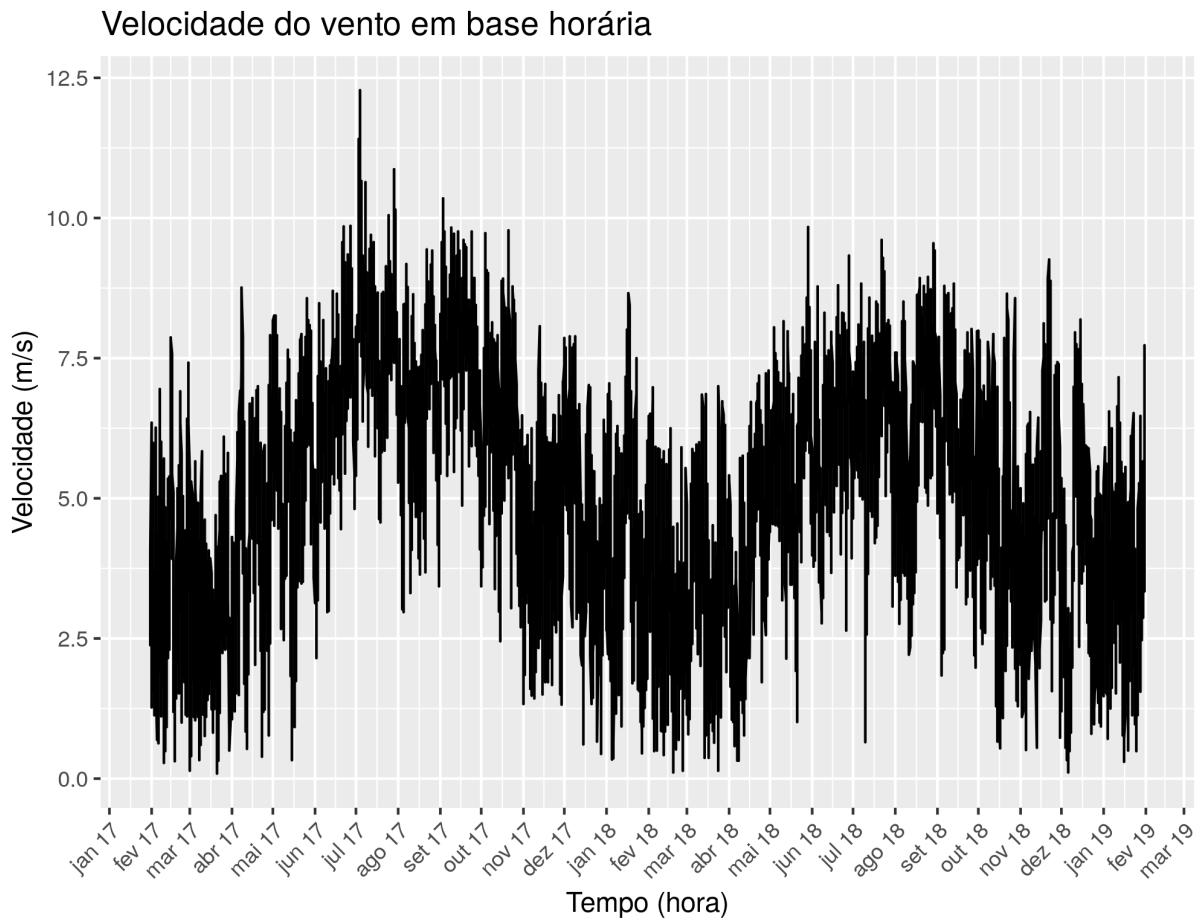


Figura 9 – Velocidade do vento registrada por satélite na região de interesse nos anos de 2017 e 2018. Baseado na série de dados ERA5 da ([ECMWF, 2017](#)).

Apenas pela análise visual é possível perceber que a velocidade tem máximos nos meses de inverno e mínimos nos de verão, que há sazonalidade anual. A série não aparenta ter deriva, oscila ao longo de um valor médio. Por apresentar sazonalidade a série não é estacionária. Como os métodos apresentados neste trabalho tomam como premissa que a série de entrada é estacionária, é necessário transformá-la previamente em uma série estacionária e ser capaz de fazer o caminho reverso após a sua previsão. Nessa escala não é possível afirmar algo conclusivo sobre a variância da série.

3.1 Distribuição de probabilidades

O histograma de velocidades exibido abaixo indica que a série não segue uma distribuição normal e que uma distribuição de cauda longa à direita seria mais adequada.

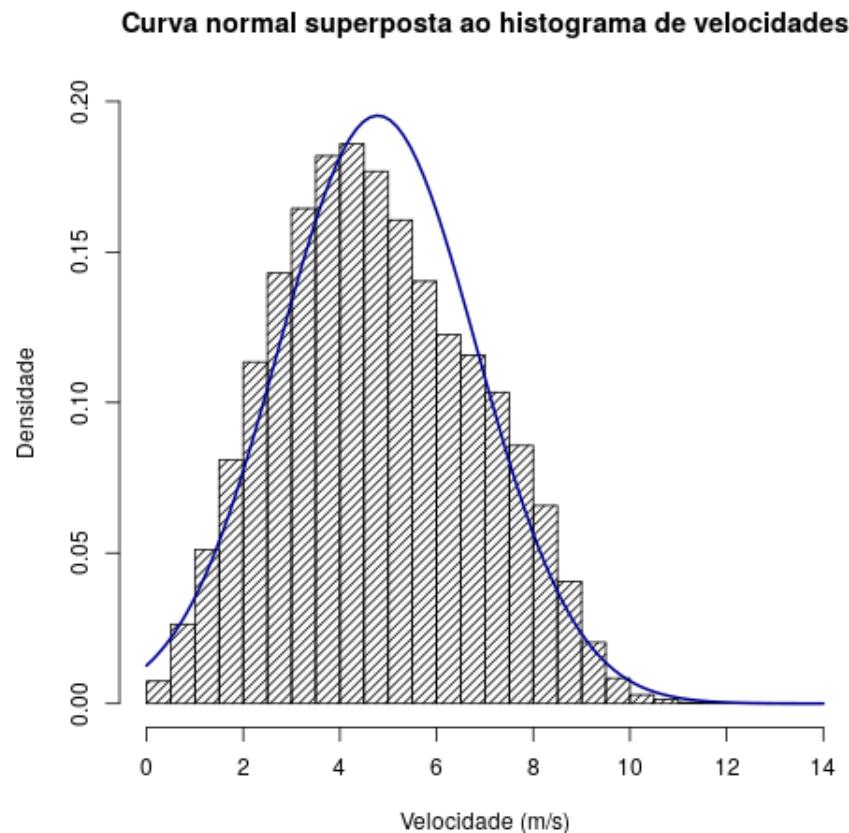


Figura 10 – Histograma de velocidades do nó noroeste da série de dados modelo. Baseado na série de dados ERA5 da ([ECMWF, 2017](#)).

Por meio do gráfico de Cullen e Frey ([BAILER, 2001](#)) é possível afirmar que a distribuição de probabilidades que melhor descreve os dados se aproxima de uma distribuição beta:

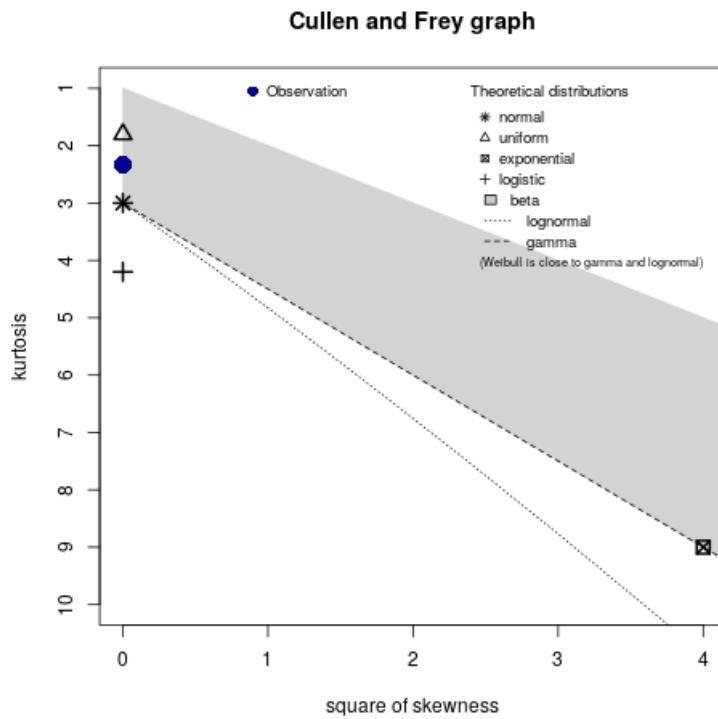


Figura 11 – Gráfico de Cullen e Frey para os dados do nó noroeste da série de dados modelo. Baseado na série de dados ERA5 da ([ECMWF, 2017](#)).

Esse gráfico utiliza momentos de ordem mais alta, curtose (ordenada) e quadrado da assimetria (abscissa), para identificar desvios da distribuição normal (curtose igual 3 e assimetria igual a 0) e indicar qual classe de distribuição melhor ajuste os dados de entrada.

3.2 Direção

A direção do vento é um fator importante para a conversão de velocidade do vento em energia. A orientação paralela a direção preferencial do vento garante maior energia rotacional nas pás. No entanto, em excesso pode danificar alguns componentes das turbinas tais como rolamentos. Aerogeradores comerciais contam com estratégias de parada sob ventos excessivos ou sob turbulência excessiva de aerogeradores próximos. Um modo claro de representar o comportamento da direção do vento é pela rosa dos ventos, exibida abaixo para um nó da série modelo:

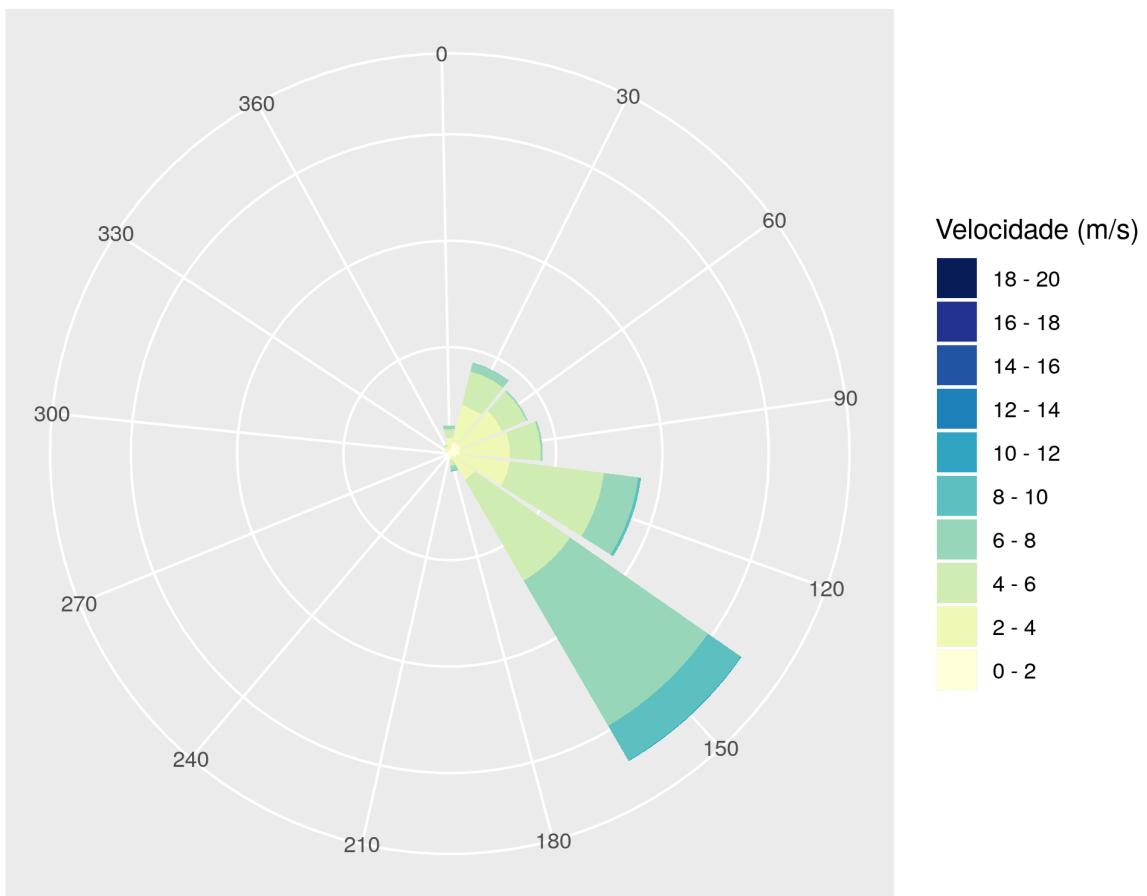


Figura 12 – Rosa dos ventos do nó noroeste da série ERA5 para a região de interesse. Baseado na série de dados ERA5 da ([ECMWF, 2017](#)).

3.3 Sazonalidade

O caráter sazonal da velocidade do vento pode ser investigado sob diferentes perspectivas.

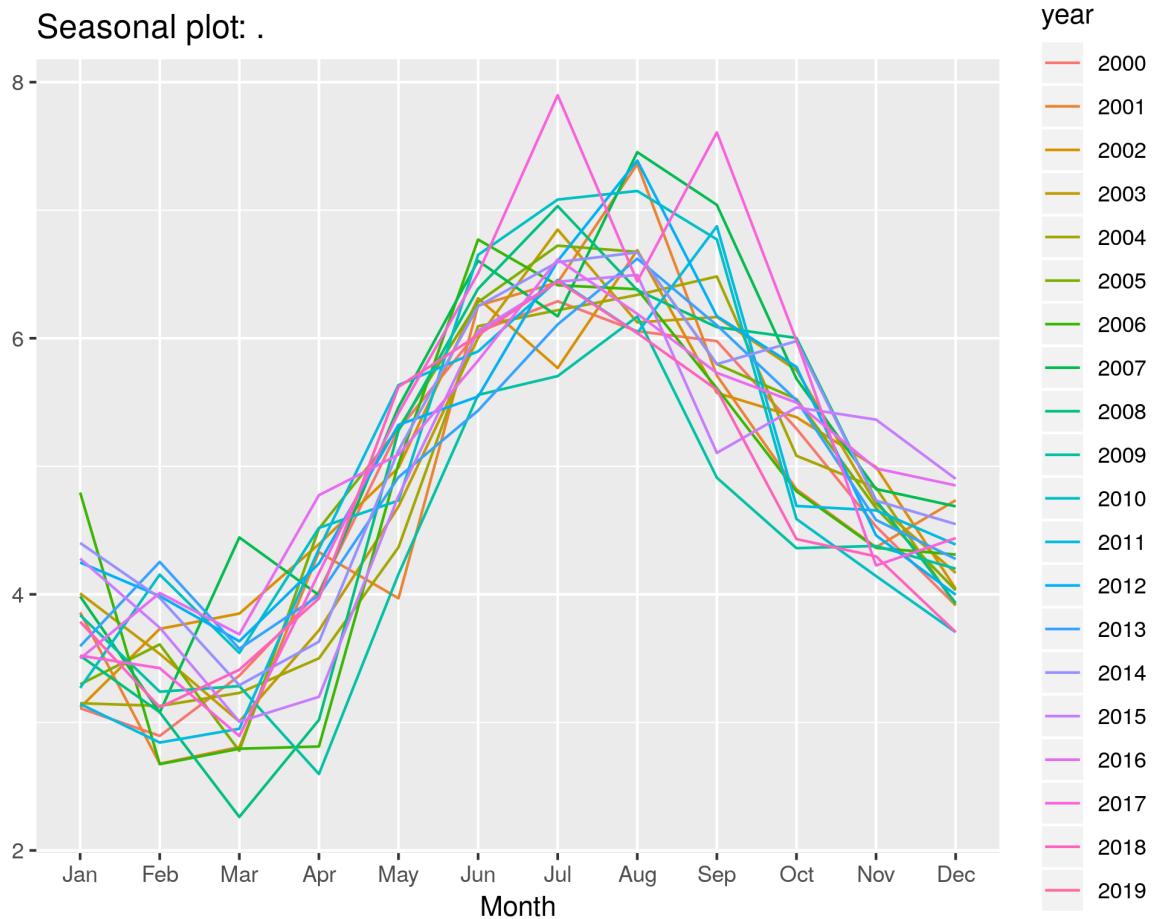


Figura 13 – Velocidade média (m/s) para cada mês do ano. Cada curva representa algum ano entre 2000 e 2019. Baseado na série de dados ERA5 da ([ECMWF, 2017](#)).

O gráfico acima deixa claro que existe um padrão anual. Para todos os anos da série a velocidade mensal tem um comportamento muito similar.

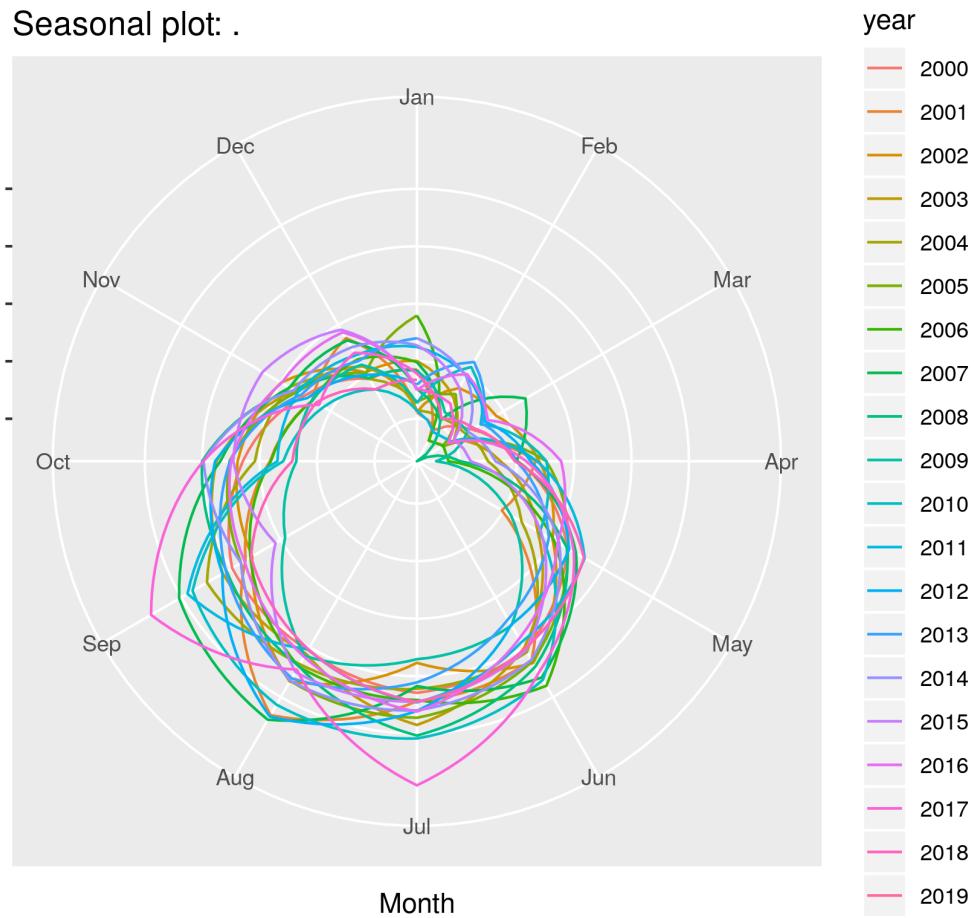


Figura 14 – Velocidade média (m/s) para cada mês do ano em forma polar. Cada curva representa algum ano entre 2000 e 2019. Baseado na série de dados ERA5 da ([ECMWF, 2017](#)).

Já era possível ver no gráfico anterior em quais meses a velocidade era maior ou menor. No entanto, no gráfico acima isso fica mais evidente. Nos meses de inverno tem-se altas velocidades e nos meses de verão baixas velocidades. É possível observar também que o mês com maior média de velocidade varia ao longo dos anos: em anos recentes variou de Julho a Setembro enquanto que 10 anos atrás o vento era mais forte em Agosto.

3.4 Horizonte de previsão

O horizonte de previsão é variável. Ele depende do propósito para o qual a previsão será utilizada. Alguns parques eólicos no país fazem acordos mensais sobre a energia que será entregue a rede. Nesse caso é de grande utilidade uma previsão de quanta energia será produzida no mês seguinte. A previsão minutal ou horária é, nesse caso, pouco relevante. Ao operador de subestação de distribuição de energia interessa saber quando ocorreram máximos e mínimos de produção de energia em base horária de modo que o sistema possa

compensar as faltas e excessos sem perdas. Para ele a previsão em minutos ou horária é essencial. Neste trabalho, abordou-se tanto a previsão em escala horária quanto mensal.

Quanto mais próximo do último dado medido for a previsão, mais certeza se tem do seu valor. A previsão da velocidade do vento 12 meses no futuro é muito menos confiável do que a previsão para o mês seguinte. Por esse motivo, previsões são acompanhados de um intervalo de confiança. Um intervalo de confiança de 95%, por exemplo, indica, com 95% de confiança, o intervalo de valores que a velocidade medida poderá assumir.

3.5 Métodos

Existem diversos métodos para previsão de séries temporais. Ao longo do desenvolvimento deste trabalho os seguintes métodos foram considerados:

- Suavização exponencial: os valores passados contribuem para o valor atual com um peso que decai exponencialmente com a distância que se encontram em relação ao momento da previsão;
- Box-Jenkins SARIMA: um modelo robusto que faz uso de valores passados (autorregressão, AR) e erros passados (média móvel, MA), inclui integração (I) para tornar a série estacionária e estabilizar variância, além disso conta com um processo iterativo para estimar parâmetros (BOX; JENKINS, 1994);
- Rede neural de memória longa de curto prazo (LSTM) (HOCHREITER; SCHMIDHUBER, 1997): esse modelo consegue determinar com precisão o peso que deve ser dado a valores muito distantes do momento da previsão;
- Máquinas com vetor de suporte (HEARST, 1998): os dados passam por uma transformação não-linear que permite a sua categorização em um espaço de dimensão elevada e posterior transformação reversa para reportar a previsão.

O método escolhido foi o Box-Jenkins SARIMA. Cada modelo assume uma série de hipóteses sobre o comportamento do que se deseja prever e possui um conjunto de parâmetros que precisam ser estimados para tal propósito. Para o modelo escolhido uma das hipóteses é de que os dados possuem autocorrelação, isto é, o valor atual depende dos n valores que o antecedem: se a velocidade foi alta um instante atrás é provável que ela seja alta agora, se no momento anterior o regime foi turbulento, é provável que no momento seguinte ele permaneça turbulento. Essa hipótese corresponde ao caráter autorregressivo do modelo. Outra hipótese do modelo é de que existe autocorrelação não apenas em valores passados, mas também nos erros passados. Essa hipótese corresponde ao caráter de média móvel do modelo. A interpretação dessa hipótese não é tão óbvia, mas seu uso se justifica pelo fato de que um processo AR com infinitos termos pode ser descrito por um

processo MA com finitos termos e vice-versa. No contexto de séries temporais o princípio da parcimônia dita que dentre os modelos que caracterizem uma série, se escolha aquele com menos parâmetros. Dessa forma a combinação de termos AR e MA permite que a estrutura da série seja capturada com poucos parâmetros.

Parte II

Implementação

Este trabalho faz uso de um modelo linear estocástico que tem como hipótese que a série temporal sob análise é gerada por uma combinação de choques aleatórios. Essa hipótese foi inicialmente proposta por Yule e Walker ([ZHANG; DUHAMEL, 1992](#)) e estendida por diversos outros autores. Na literatura uma extensão desse modelo é conhecida como modelo autorregressivo com média móvel (ARMA, do inglês autoregressive moving-average). O modelo descreve um processo estocástico com base nos seus valores anteriores v_{t-k} e nos erros anteriores ε_{t-k} :

$$v_t = \beta_1 v_{t-1} + \cdots + \beta_p v_{t-p} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \cdots + \dots \alpha_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.1)$$

O modelo é definido pelos parâmetros p e q que indicam respectivamente quantos termos de autorregressão e de erro são inclusos. Um modelo ARMA(2,2) utiliza dois termos anteriores e dois erros anteriores de modo a fazer uma previsão para um período seguinte.

Box e Jenkins popularizaram um procedimento para selecionar os parâmetros p e q que melhor descrevem uma série temporal. Uma vez definidos os parâmetros p e q pode-se estimar os parâmetros $\alpha_{1\dots q}$ e $\beta_{1\dots p}$. Os parâmetros $\beta_{1\dots p}$ são estimados pelo método dos mínimos quadrados ou alternativamente pelo método dos momentos ([ZHANG; DUHAMEL, 1992](#)). Já os parâmetros $\alpha_{1\dots q}$ são estimados por meio de máxima verossimilhança ([BOX; JENKINS, 1994](#)) ou ainda por métodos não lineares tais como pelo algoritmo de Levenberg-Marquardt ([TH, 2004](#)). Neste trabalho foram utilizados o método dos mínimos quadrados e de máxima verossimilhança como implementados na biblioteca estatística ([GHALANOS, 2019](#)).

4 Box-Jenkins

Em 1970 George Box e Gwilym Jenkins introduziram um método empírico para abordar a previsão de séries temporais (BOX; JENKINS, 1994). O método ficou conhecido como método de Box-Jenkins. Ele consiste de uma série de etapas que podem ser resumidas no fluxograma abaixo:

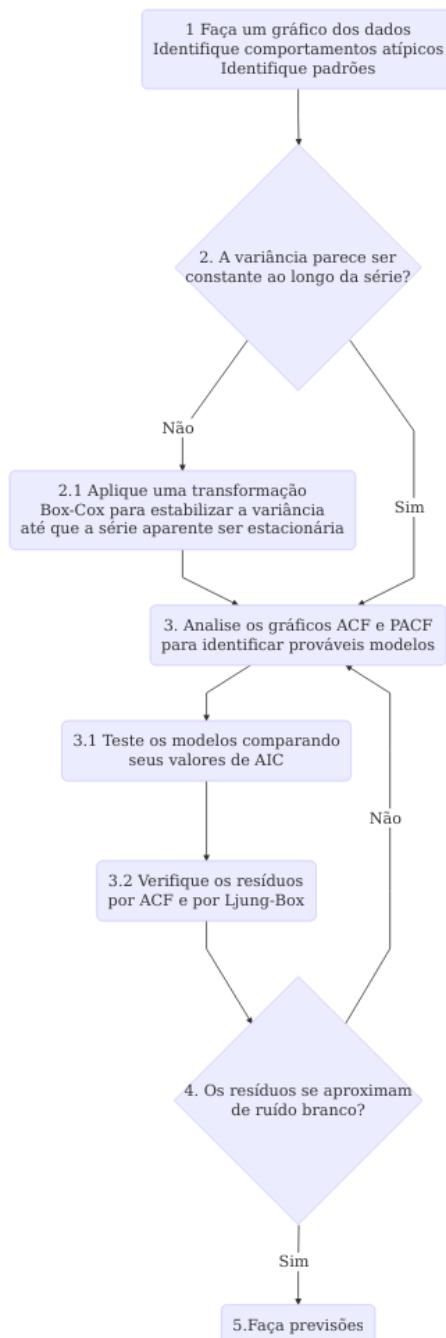


Figura 15 – O método de Box-Jenkins.

O fluxograma acima inclui algumas mudanças incorporadas por diversos outros autores tais como Hyndman & Khandakar ([HYNDMAN; KHANDAKAR, 2008](#)). As métricas e testes estatísticos mencionados acima são explicadas a seguir. O Critério de Informação de Akaike (AIC) ([AKAIKE, 2011](#)) é uma métrica cuja minimização leva à melhor escolha de parâmetros p e q de modelos ARMA. O teste de Ljung-Box ([LJUNG; BOX, 1978](#)) permite mensurar se os resíduos resultantes de um ajuste dos dados a um modelo se aproximam de ruído branco. Em caso positivo, um bom ajuste foi encontrado.

Neste trabalho, optou-se pela abordagem de Box e Jenkins para estimar séries temporais de velocidade do vento e seu uso será demonstrado a seguir.

4.1 Análise visual

A escolha do modelo para prever uma série temporal se dá pelas características dessa série, tais como: padrões, valores atípicos, tendências, sazonalidade e ciclicidade. Dessa forma, o primeiro passo é visualizar a série tanto da forma mais simples, como série temporal, quanto sob outras formas que ressaltem características que não sejam imediatamente visíveis. A transformação para o espaço de frequência, por exemplo, permite identificar se há periodicidade na série. Para facilitar a visualização, a imagem abaixo apresenta apenas os 2 últimos anos de dados em base horária:

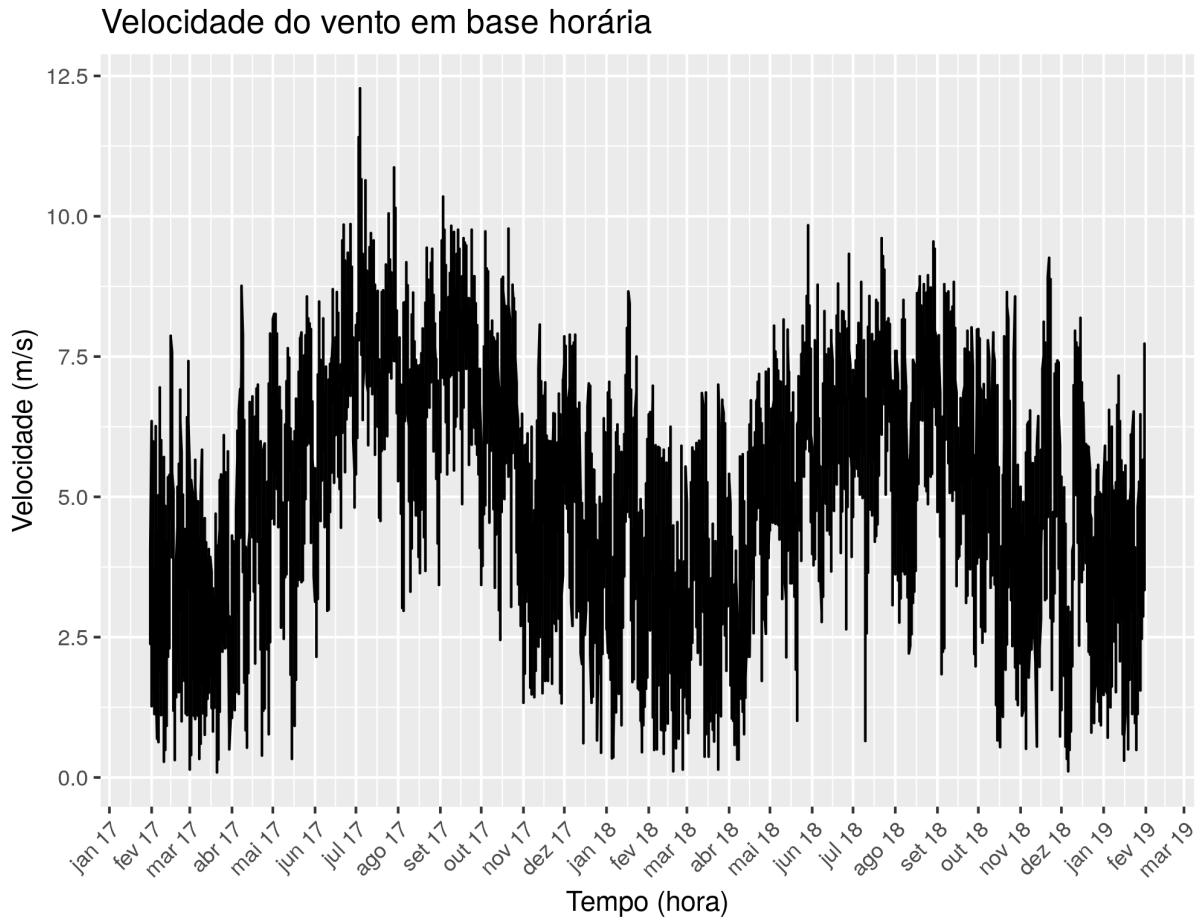


Figura 16 – Últimos dois anos da série de vento. Baseado na série de dados ERA5 da ([ECMWF, 2017](#)).

Por meio da análise visual é possível perceber que a série não é estacionária, pois em diferentes períodos a série encontra-se em diferentes níveis (mostra uma tendência) e também apresenta sazonalidade anual.

4.2 Regime estacionário

Um processo estocástico é dito estritamente estacionário se o deslocamento da origem temporal não altera suas propriedades, ou seja, a distribuição conjunta de probabilidades calculada para a sequência de m medições z_1, z_2, \dots, z_m tomadas nos tempos t_1, t_2, \dots, t_m é a mesma àquela calculada em $t_{1+k}, t_{2+k}, \dots, t_{m+k}$ para as m medições $z_{1+k}, z_{1+k}, \dots, z_{m+k}$. $k \in \mathbb{Z}$ pode assumir tanto valores positivos quanto negativos, isto é, o deslocamento temporal pode ser tanto positivo quanto negativo. Dessa forma, um processo estacionário é caracterizado por uma distribuição de probabilidades que não varia no tempo. O modelo autorregressivo com média móvel utilizado neste trabalho toma essa propriedade como hipótese para o seu desenvolvimento, portanto, se faz fundamental

garantir que a série de entrada satisfaça tal hipótese.

O primeiro passo de modo a tornar a série estacionária é remover a sazonalidade. Isso pode ser feito por uma simples diferença entre valores consecutivos da série temporal:

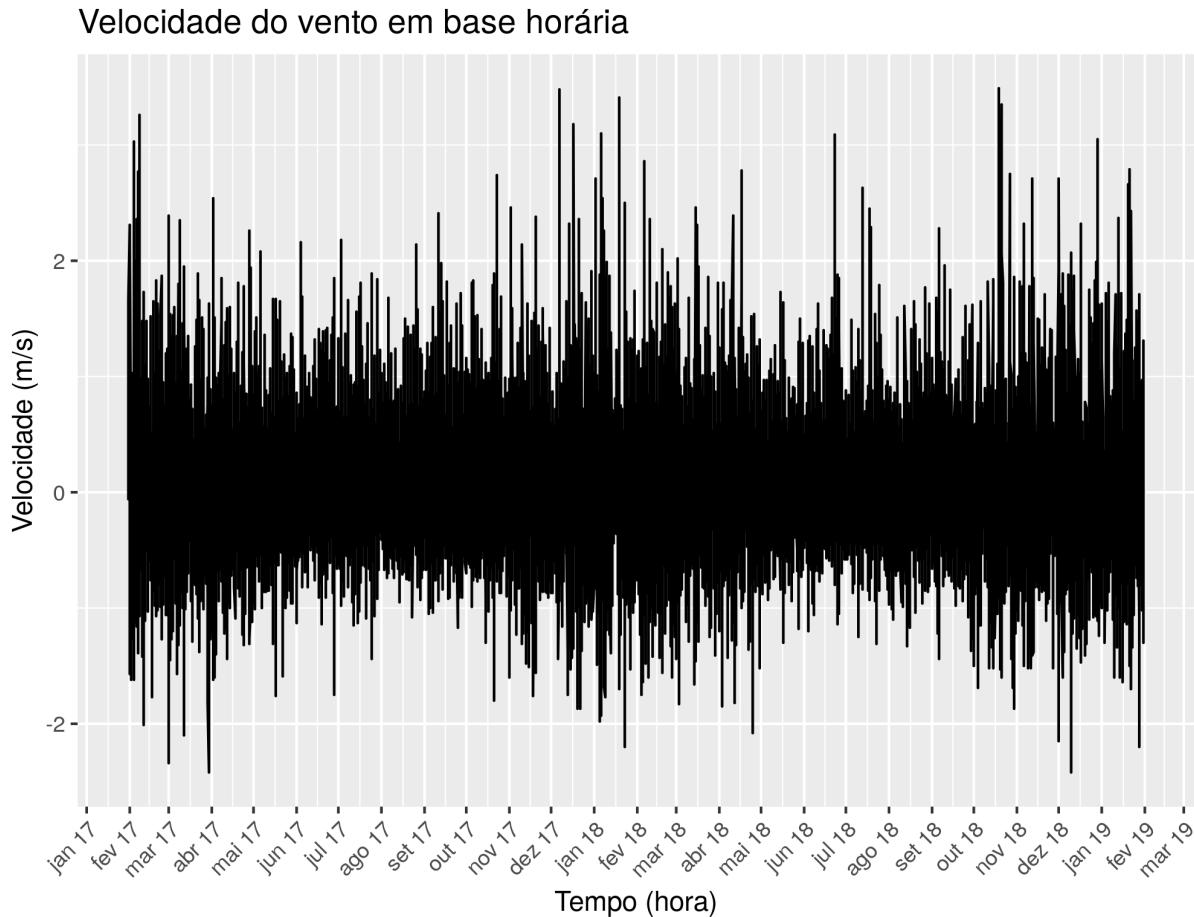


Figura 17 – Sazonalidade removida. Baseado na série de dados ERA5 da ([ECMWF, 2017](#)).

Antes de remover a sazonalidade não é possível fazer qualquer afirmação sobre o comportamento da variância. Após removê-la, por meio de uma diferenciação, percebe-se que a variância parece ter estabilizado. No entanto, essa é uma afirmação qualitativa. Pode-se obter uma confirmação quantitativa por meio de testes estatísticos chamados coletivamente como testes de raiz unitária. Optou-se por utilizar o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) ([KWIATKOWSKI et al., 1992](#)) cuja hipótese nula é de que a série é estacionária (tanto em relação à tendência quanto à sazonalidade).

Aplicando o teste encontrou-se um p-valor maior que 0.1 com um nível de significância de 0.05 de tal forma que a hipótese nula não pôde ser rejeitada. Aplicando o mesmo teste antes da remoção da sazonalidade o p-valor calculado é menor que 0.01 indicando que a série não é estacionária.

Além da simples diferença que é utilizada para remover sazonalidade, pode-se

estabilizar a variância pode meio de uma transformação de Box-Cox ([BOX; COX, 1964](#)). Essa transformação é definida como:

$$y_i^{(\lambda)} = \begin{cases} \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n x_i} \ln y_i, & \text{se } \lambda = 0 \\ \frac{y_i^\lambda - 1}{\lambda \left(\sqrt[n]{\prod_{i=1}^n x_i} \right)^{\lambda-1}}, & \text{se } \lambda > 0 \end{cases} \quad (4.1)$$

O valor de lambda calculado para a série acima foi de 1.175388. A aplicação do teste KPSS indica que a série está em regime estacionário. O resultado da transformação é exibido abaixo:

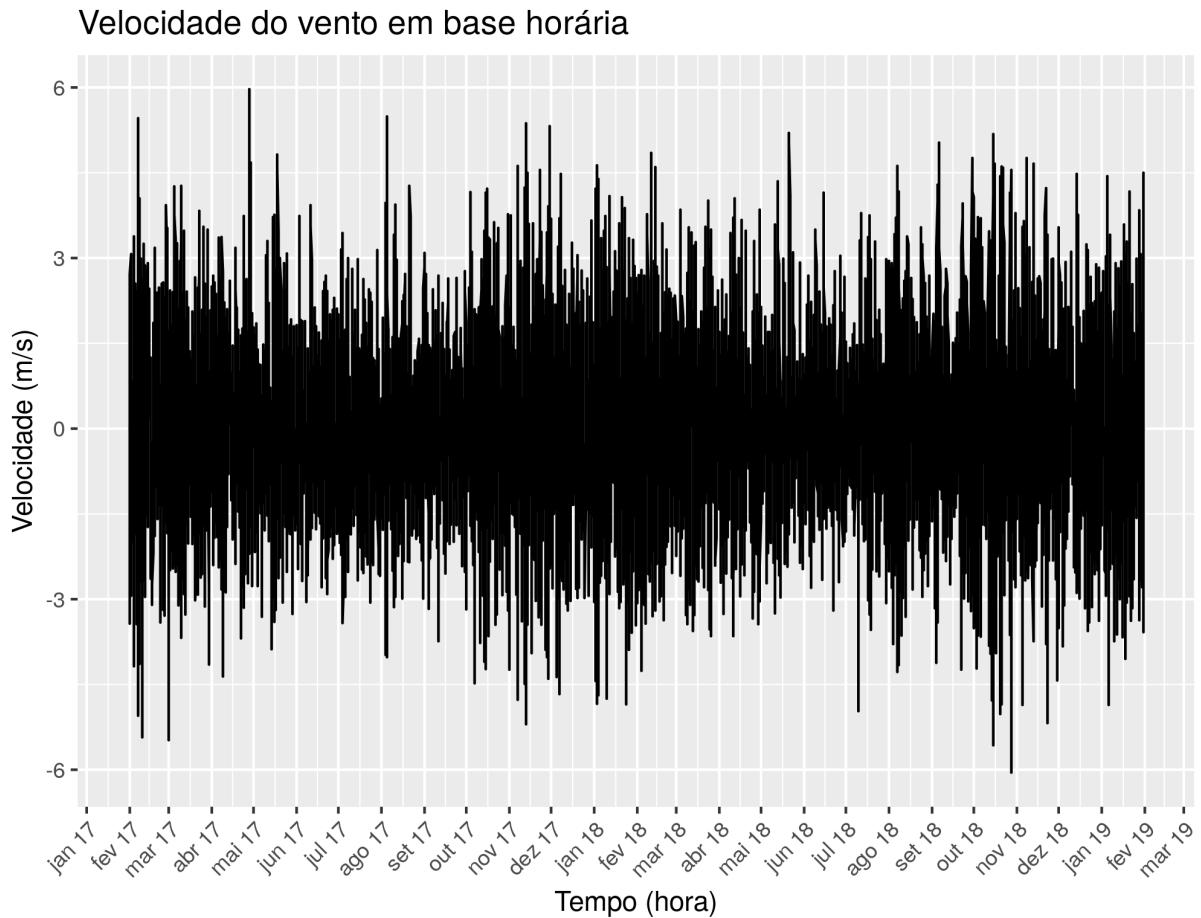


Figura 18 – Variância estabilizada por meio de uma transformação de Box-Cox. Baseado na série de dados ERA5 da ([ECMWF, 2017](#)).

A estabilização da variância aparenta ter sido efetiva. Como resultado deste trabalho, deseja-se obter um procedimento que possa realizar previsões para um período seguinte de maneira rápida. Essa exigência impede o uso de uma transformação Box-Cox pois devido a complexidade da operação a sua aplicação em um grande volume de dados é lenta.

Dessa forma conclui-se que o parâmetro de integração (I) do modelo ARIMA que buscamos vale $d = 1$.

4.3 Autocorrelação

A etapa seguinte do método Box-Jenkins consiste em analisar os gráficos de autocorrelação e autocorrelação parcial de modo a estimar empiricamente quantos termos de autorregressão (AR) incluir e quantos de média móvel (MA).

O gráfico da função de autocorrelação (ACF) exibe o valor da correlação entre o elemento x_t da série com o elemento x_{t-k} para vários valores de k (abcissa). O coeficiente de autocorrelação é definido por:

$$\rho_{t,t-k} = \text{Corr}(x_t, x_{t-k}) = \frac{\text{Cov}(x_t, x_{t-k})}{\sqrt{\text{Var}(x_t)\text{Var}(x_{t-k})}} = \frac{\text{Cov}(x_t, x_{t-k})}{\sqrt{\text{Cov}(x_t, x_t)\text{Cov}(x_{t-k}, x_{t-k})}} \quad (4.2)$$

Onde covariância (Cov) é definida por:

$$\text{Cov}(x, y) = E[(x - \mu_x)(y - \mu_y)] \quad (4.3)$$

Onde $E[x]$ é o valor esperado da série temporal x e μ_x seu valor médio.

Um pico na função ACF em $k=12$ pode significar que a série apresenta autocorrelação significativa entre um dado valor e o décimo segundo valor anterior a ele (a cada 12 horas). No entanto, isso pode ser apenas um efeito colateral de uma forte autocorrelação entre um valor e o sexto valor anterior a ele (a cada 6 horas). A função autocorrelação parcial (PACF) desconta a contribuição de todos os passos calculados anteriormente. Isso é feito mensurando a autocorrelação nos resíduos do passo k após calcular a autocorrelação para o passo $k - 1$. Embora o gráfico PACF seja de mais fácil interpretação, o gráfico ACF ainda é útil porque a autocorrelação não é necessariamente linear e não pode, portanto, ser simplesmente subtraída.

Os gráficos das funções ACF e PACF são exibidos abaixo. Os termos que exibem autocorrelação significativa encontram-se acima da linha azul.

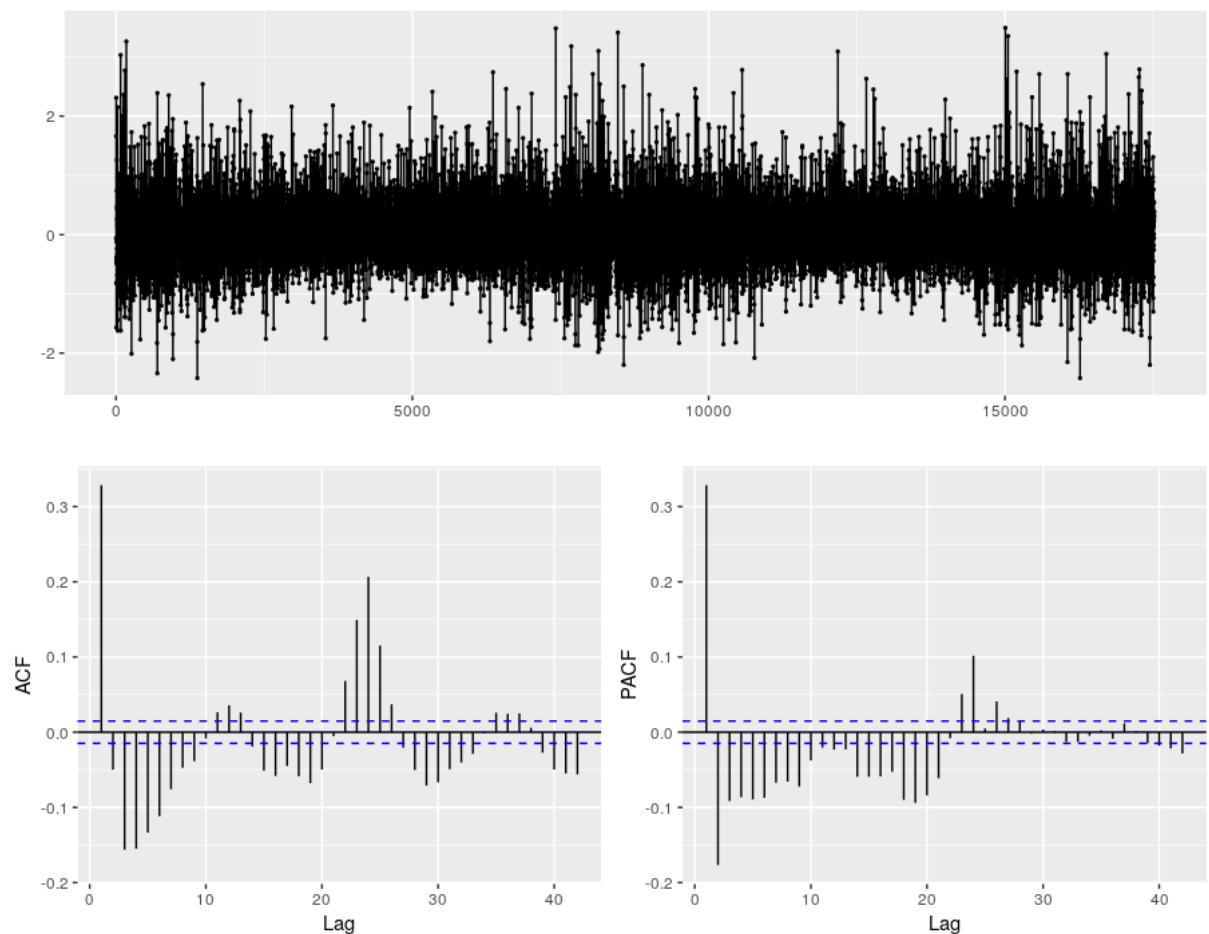


Figura 19 – Gráficos da Função de Autocorrelação (ACF) e Função de Autocorrelação Parcial (PACF). Baseado na série de dados ERA5 da ([ECMWF, 2017](#)).

4.4 Redes neurais recorrentes

Os gráficos ACF e PACF da sessão anterior indicam que a série possui memória de longo-prazo. A série exibe autocorrelação acima do nível de significância para valores da série muito distantes entre si. Observando poucos termos anteriores pode-se crer que a autocorrelação é atenuada ao longo do tempo, no entanto, quando se considera valores mais distantes, percebe-se que a atenuação é muita lenta para permitir um modelo ARIMA.

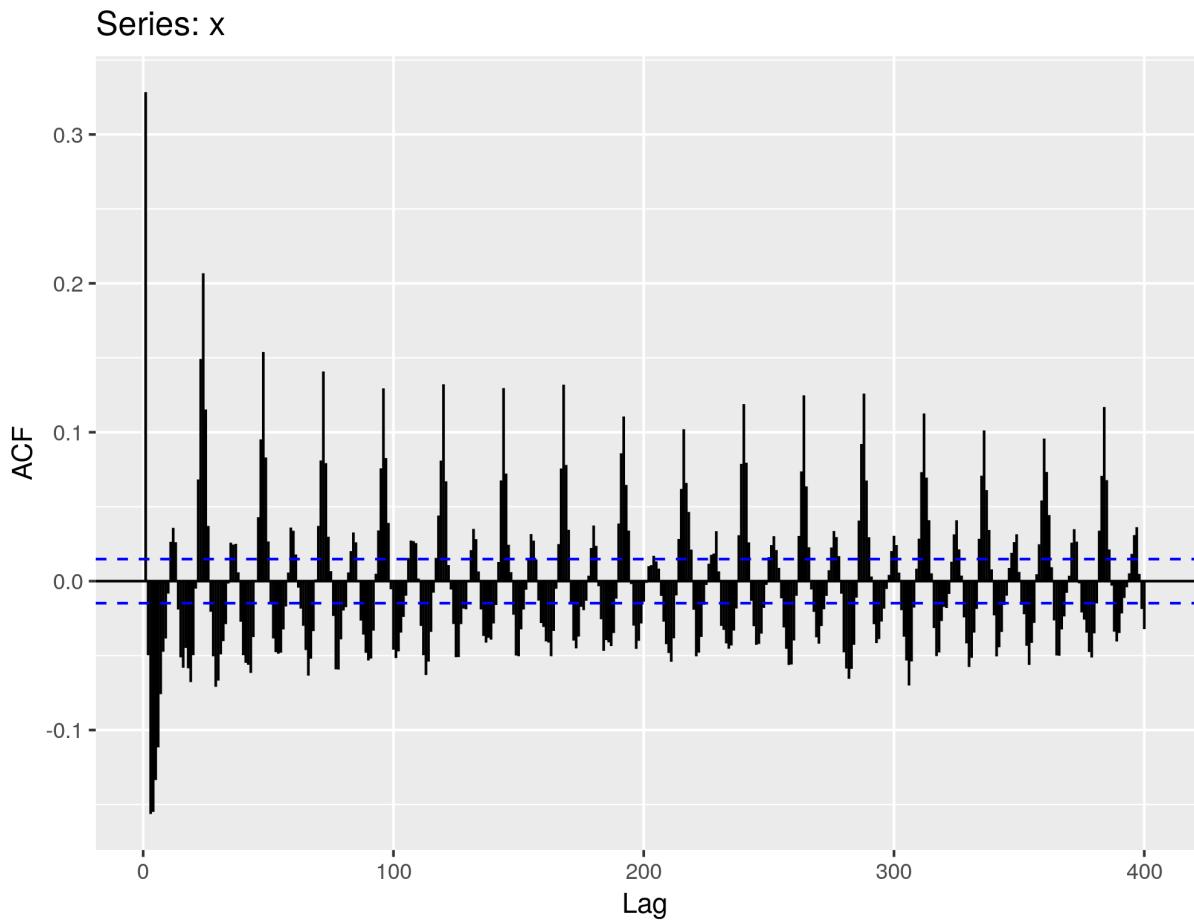


Figura 20 – Gráfico da Função de Autocorrelação (ACF) evidenciando lenta atenuação de autocorrelação. Baseado na série de dados ERA5 da ([ECMWF, 2017](#)).

Não é possível prosseguir naturalmente com o método de Box-Jenkins cujo próximo passo seria o teste de valores de p , q estimados a partir dos gráficos acima. Por exemplo, caso apenas a primeira e segunda componente do gráfico PACF fosse significativa, testar-se-ia um modelo ARIMA(2,1,0).

É necessário uma mudança de abordagem. Duas tentativas foram feitas. A primeira consistiu em abandonar modelos ARIMA e optar por uma modelo de rede neural recorrente. O modelo supostamente mais adequado é o modelo de Memória Longa de Curto Prazo (LSTM) o qual consegue levar em conta a existência de memória de longo prazo na série e utilizar na previsão de curto prazo. Experimentou-se com vários modelos utilizando-se as bibliotecas Keras ([CHOLLET, 2015](#)) e TensorFlow ([ABADI et al., 2015](#)). O modelo resultante contou com 1 camada de entrada, 1 camada oculta com 4 blocos LSTM com uma camada de saída, todas intercaladas com uma camada de descarte para evitar aprendizado em excesso (ajuste exacerbado). Apesar do esforço empregado, não foi possível encontrar parâmetros adequados para o modelo. O resultado da previsão, mostrado abaixo, foi insatisfatório. Acredita-se que um maior esforço no entendimento e adequada configuração

pudesse trazer melhores resultados, no entanto, optou-se por abandonar esse modelo devido ao longo tempo de treinamento, isto é, o tempo em que o código leva para olhar para os valores passados da série e estimar os parâmetros utilizado na previsão de valores futuros.

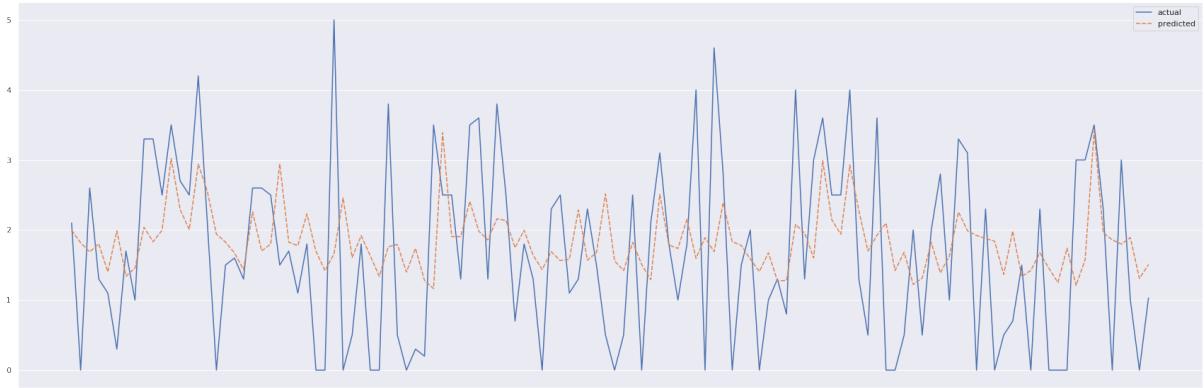


Figura 21 – Modelo LSTM aplicado a série. Velocidade (m/s) na ordenada. Tempo (h) na abscissa. Baseado na série de dados ERA5 ([ECMWF, 2017](#)).

4.5 Janela de dados

A segunda abordagem para contornar o problema de memória longa da série consiste em restringir a janela de dados. Por um lado, a restrição do intervalo de análise da série resolve o problema de memória de longo-prazo (não há mais longo-prazo). Por outro lado, os parâmetros estimados para um janela de dados pode não ser válido para a janela seguinte, exigindo, dessa forma, o cálculo constante dos novos parâmetros a medida que a janela cobre toda a série. Desde que o tempo para o cálculo desses parâmetros seja menor que o tempo de aquisição dos dados, a exigência é apenas a de ter hardware dedicado a esse cálculo ininterruptamente. Essa abordagem também permite que mudanças na série sejam facilmente incorporadas ao modelo, tal como, por exemplo, trocar a série horária por uma série de 10 minutos ou uma mudança natural de tendência na série devido, por exemplo, ao aumento ou diminuição da temperatura da região.

Dessa forma, decidiu-se por restringir a janela de dados a semanas ao invés de anos. A última semana de dados é exibida abaixo. Aplicando o teste KPSS percebe-se que é necessária uma diferenciação na série para torná-la estacionária.

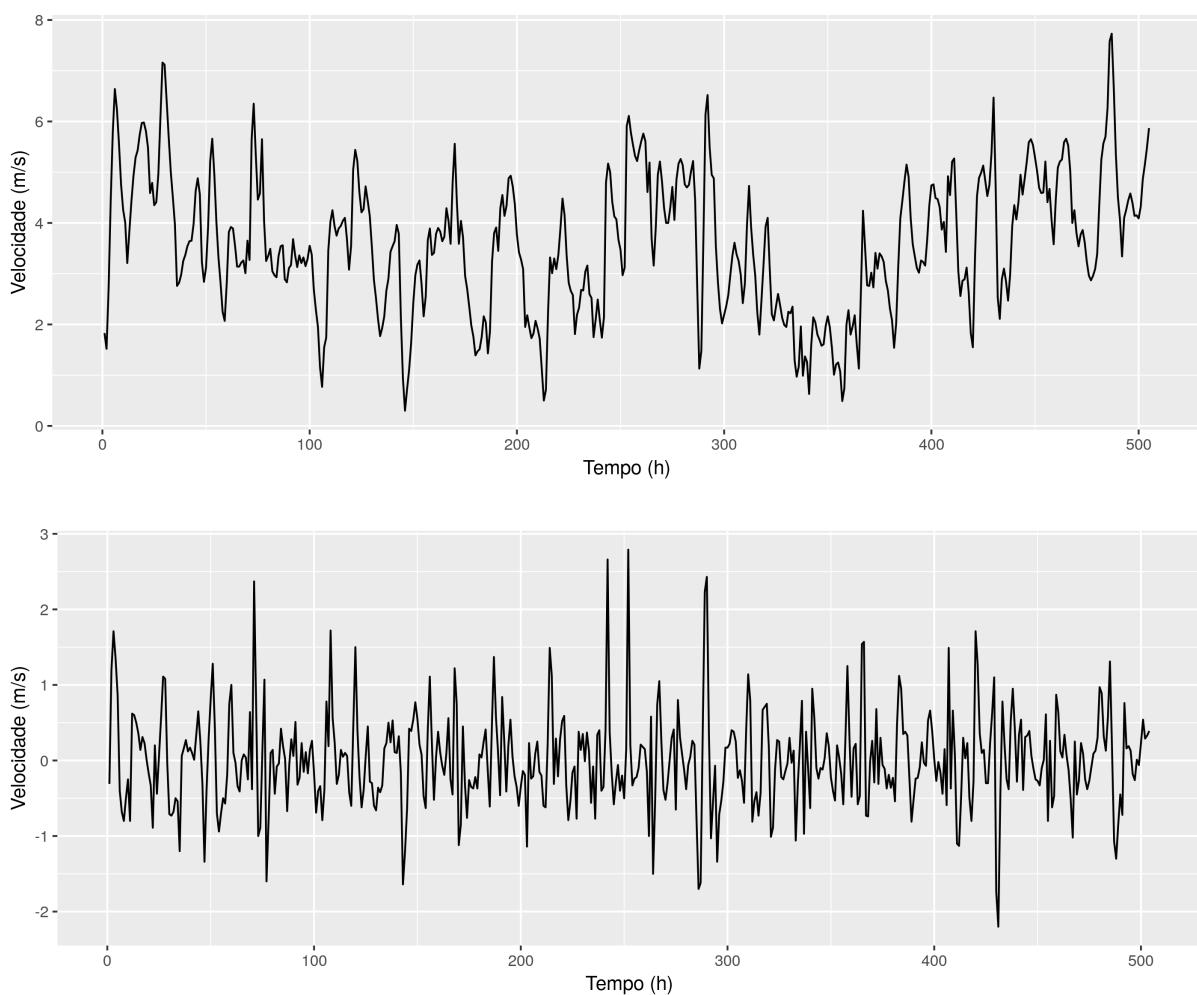


Figura 22 – 3 últimas semanas de dados da série. Antes da diferenciação (superior) e após (inferior). Baseado na série de dados ERA5 ([ECMWF, 2017](#)).

Analizando os gráficos das funções de autocorrelação é possível elencar alguns possíveis modelos ARIMA. O gráfico da função ACF indica quantos termos MA incluir enquanto a função PACF indica quantos termos AR incluir. De acordo com a ACF a influência de autocorrelação se estende apenas até o sexto termo. No entanto, o valor respectivo está próximo do nível de significância e não é tão simples satisfazer as condições de convergência quando se inclui muitos termos MA, portanto, é interessante testar um modelo MA(3). A função PACF apresenta um valor significativo para o termo imediatamente anterior sugerindo um modelo AR(1).

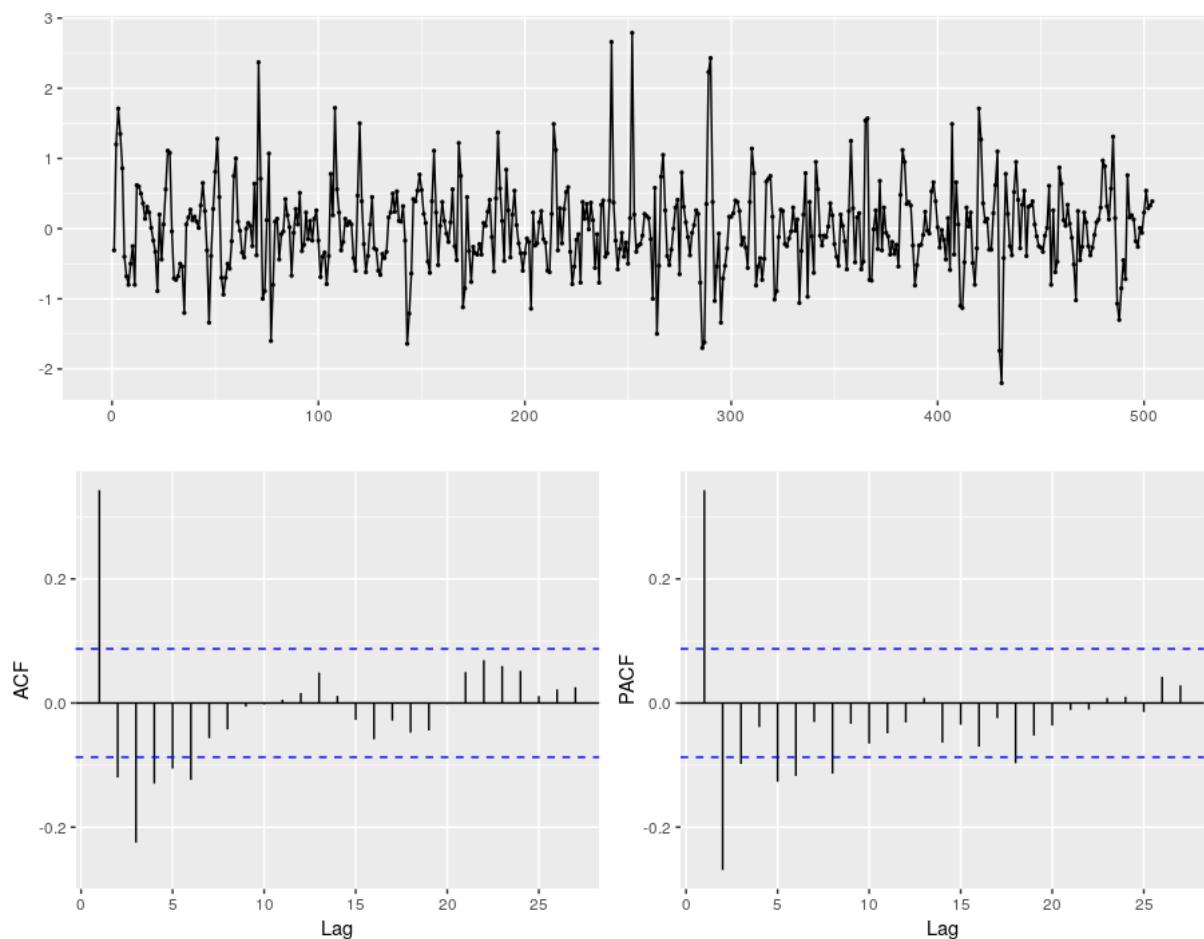


Figura 23 – Gráficos da Função de Autocorrelação e Autocorrelação Parcial para 2 semanas de dados da série. Baseado na série de dados ERA5 ([ECMWF, 2017](#)).

Após essas observações empíricas, pode-se testar quantitativamente o desempenho de alguns possíveis modelos:

- ARIMA(0,1,1)
- ARIMA(1,1,1)
- ARIMA(1,1,2)
- ARIMA(1,1,3)

Antes de fazer previsões é necessário estabelecer critérios para comparar o desempenho de diferentes modelos.

4.6 Medidas de qualidade de previsões

Para prever e quantificar a qualidade da previsão de uma série temporal é necessário dividi-la em um conjunto de treinamento e outro de teste. A divisão pode ser, por exemplo, 80% dos dados destinados ao conjunto de treinamento e os 20% subsequentes ao conjunto de teste. Empiricamente, é desejável que o conjunto de teste seja maior ou igual do que o horizonte de previsão que se deseja obter. O conjunto de treinamento é utilizado para computar os parâmetros do modelo, enquanto que o conjunto de teste é utilizado para quantificar o quanto bem o modelo é capaz de prever os dados subsequentes. Existem diversas maneiras de mensurar a qualidade das previsões geradas por um modelo. Deve-se evitar usar os resíduos como medida pois eles são resultado da estimativa dos parâmetros do modelo aos dados de treinamento. Como qualquer série pode ser aproximada por um modelo com infinitos parâmetros, os resíduos não dão informação sobre o poder preditivo do modelo para valores futuros, desconhecidos.

O erro de previsão é dado pela diferença entre o valor medido, y_{t+h} , e o valor previsto pelo modelo, \hat{y}_{t+h} :

$$e_{t+h} = y_{t+h} - \hat{y}_{t+h}$$

Existem muitas maneiras de quantificar o erro de previsão. As características de algumas delas são abordadas nas seções seguintes com o propósito de definir o modo pelo qual os resultados de previsão serão quantificados nesse trabalho.

4.6.1 Erro médio absoluto (MAE)

O erro absoluto médio é dado pela média do módulo do erro de previsão. Essa medida penaliza o resultado tanto por erros negativos quanto positivos. A minimização dessa medida de erro resulta em estimativas que se aproximam da mediana dos dados.

$$\text{MAE} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |e_t|$$

4.6.2 Raiz do quadrado da média do erro (RMSE)

A raiz do quadrado da média do erro é dada por:

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2}$$

A minimização dessa medida de erro resulta em estimativas que se aproximam da média dos dados.

4.6.3 Erro absoluto médio escalonado (MASE)

Ao contrário das medidas anteriores, essa possui a vantagem de que é independente da escala dos dados medidos:

$$\text{MAPE} = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |e_t|}{\frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T |y_t - y_{t-1}|}$$

4.6.4 Validação cruzada

A validação cruzada consiste em usar uma janela de treinamento para calcular o erro de previsão para a próxima medida, expandir a janela em uma medida e calcular o novo erro e assim por diante sob um conjunto de teste. A medida de erro é dada pela média dos erros individuais. Qualquer uma das medidas acima pode ser utilizada no cálculo da validação cruzada. Essa é a maneira mais robusta de quantificar o erro de previsão já que atua efetivamente em dados que não foram utilizados para construir o modelo. A ideia da medida pode ser ilustrada da seguinte forma:

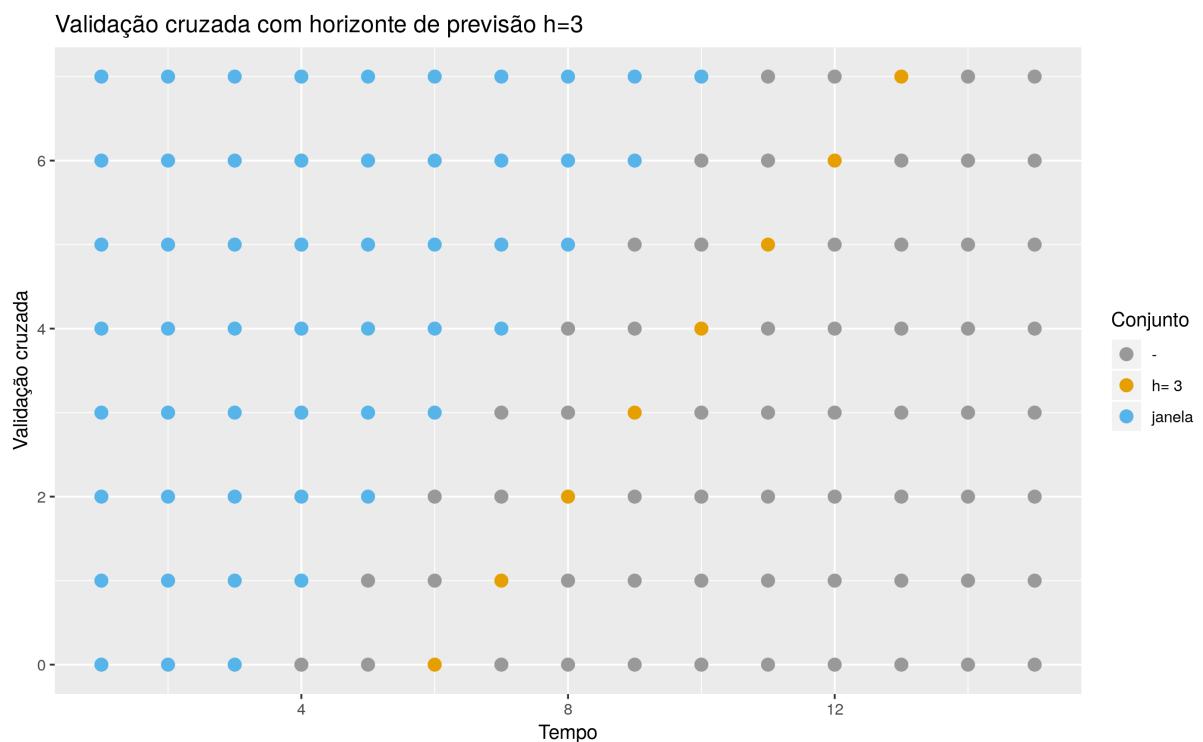


Figura 24 – Validação cruzada.

Onde as medidas de treinamento estão em azul e as de teste em amarelo. Na linha de baixo, mensura-se o erro de previsão que resulta ao tentar prever três horas a frente da hora atual. A linha acima inclui a medida seguinte ao conjunto de treinamento e tenta prever, novamente, três horas a frente. Isso é feito várias vezes. Os erros resultantes são

calculados, por exemplo, por MASE e a sua média é reportada como valor final. Em todos os testes de modelos que seguem as métricas reportadas são calculadas dessa forma.

4.7 Estabilidade

Os parâmetros p, d, q de modelos ARIMA não podem assumir quaisquer valores. Existem critérios de existência e estabilidade que basicamente garantem a convergência do polinômio que representam.

Um modelo ARIMA pode ser escrito da seguinte forma:

$$\phi(B)(1 - B)^d y_t = c + \theta(B)\varepsilon_t \quad (4.4)$$

Sendo d o grau de diferenciação aplicado, $\phi(B)$ é o polinômio de ordem p :

$$\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \cdots - \phi_p B^p) \quad (4.5)$$

$\theta(B)$ é o polinômio de ordem q :

$$\theta(B) = (1 + \theta_1 B + \cdots + \theta_q B^q) \quad (4.6)$$

B o operador definido por:

$$By_t = y_{t-1} \quad (4.7)$$

A condição de regime estacionário de qualquer modelo ARIMA é de que as raízes complexas do polinômio $\phi(B)$ estejam fora do círculo unitário. Enquanto que a condição de invertibilidade é de que as raízes complexas de $\theta(B)$ estejam fora do círculo unitário. Pode-se verificar ambas as condições por meio do gráfico das raízes desses polinômios. Para facilitar a visualização, exibe-se o gráfico do respectivo polinômio inverso de tal forma que as condições sejam satisfeitas se as raízes estiverem dentro do círculo unitário.

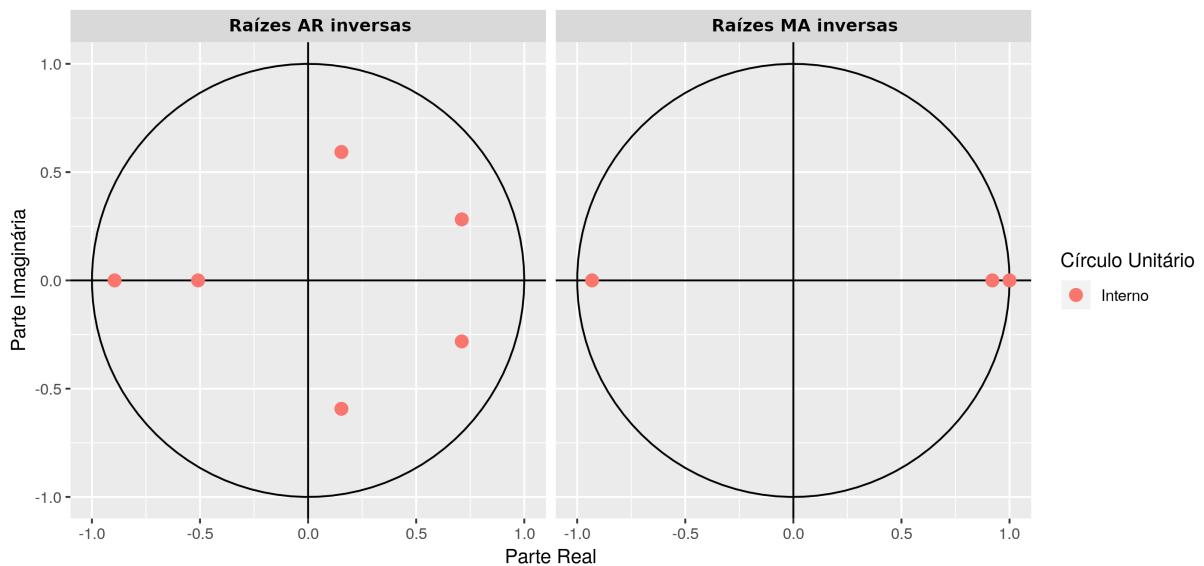


Figura 25 – Condições de regime estacionário e invertibilidade para um modelo ARIMA(6,1,3).

4.8 Previsão

A estabilidade dos modelos propostos na seção 4.5 foi verificada e todas as raízes estão fora do círculo unitário. Dessa forma, pode-se comparar o desempenho de cada modelo atuando na série de dados. Para isso, foram utilizadas 2 semanas anteriores como conjunto de treino para estimar os parâmetros de cada modelo e a semana seguinte como conjunto de teste para comparar o que os modelos predizem com o que efetivamente foi registrado.

Visualmente a previsão pode ser demonstrada superpondo a curva prevista aos dados medidos. Esses modelos permitem que se calculem também intervalos de confiança. Optou-se por exibir os intervalos de 80% e 95% em azul escuro e claro, respectivamente. Um intervalo de 95% indica que o modelo prevê com 95% de confiança que o valor medido estará entre os limites indicados.

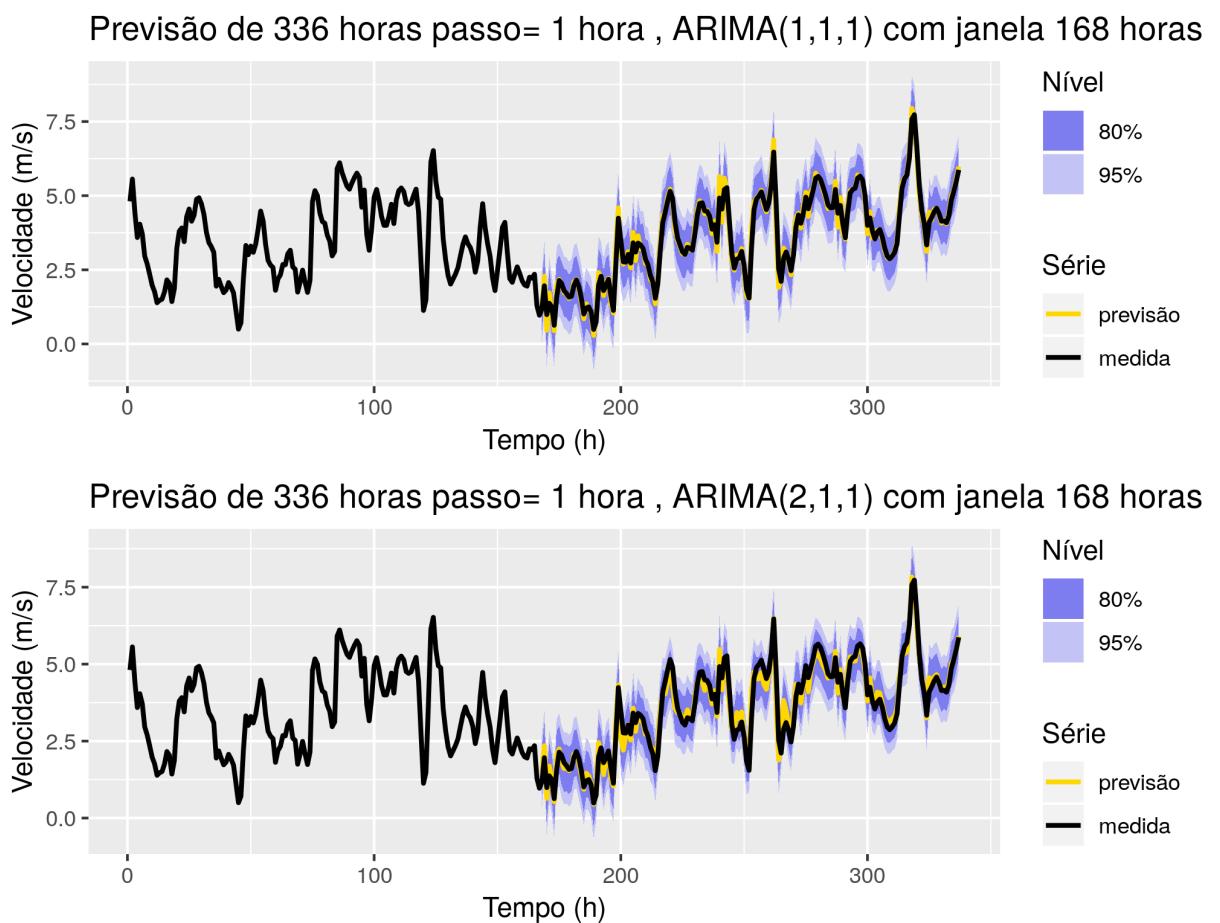


Figura 26 – Previsão de velocidade do vento utilizando modelo ARIMA(1,1,1) (superior) e ARIMA(2,1,1) (inferior).

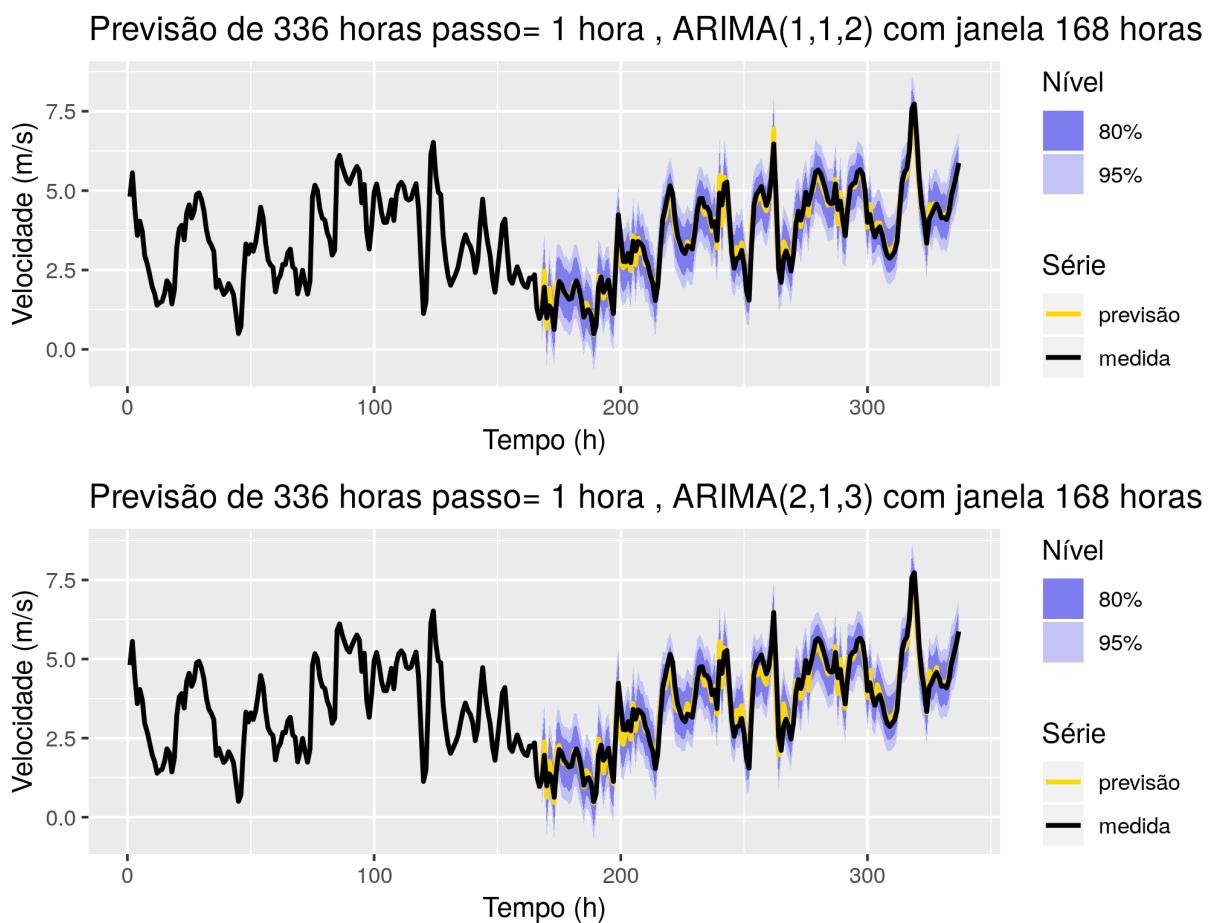


Figura 27 – Previsão de velocidade do vento utilizando modelo ARIMA(1,1,2) (superior) e ARIMA(2,1,3) (inferior).

Os valores quantitativas das diversas medidas de erro introduzidas na seção 4.6, usando o procedimento de validação cruzada descrito em 4.6.4.

| ARIMA(p,d,q) | ME | RMSE | MAE | MPE | MAPE |
|---------------------|--------------|-------------|------------|------------|-------------|
| 1,1,1 | -0.007948941 | 0.2231684 | 0.161981 | 0.3817872 | 5.731274 |
| 2,1,1 | 0.00824027 | 0.2973698 | 0.2285103 | -0.7558966 | 7.622429 |
| 1,1,2 | 0.01559968 | 0.2490103 | 0.1870849 | -0.8393794 | 6.151953 |
| 2,1,3 | 0.01455176 | 0.3189862 | 0.2380204 | -0.8382305 | 7.968127 |

Tabela 1 – Medidas de erro para 4 modelos ARIMA aplicados à séries modelo.

A minimização das métricas RMSE, MAE, MPE e MAPE sugere que o modelo ARIMA(1,1,1) apresenta melhor desempenho para essa janela de dados. No entanto, observa-se que esse modelo não fornece sempre os melhores resultados pra toda a extensão da série tampouco isso era esperado. A seção seguinte propõe um método de estimar continuamente os melhores parâmetros ARIMA para uma dada janela de dados.

5 Modelo Autoregressivo Variável

Ao longo do estudo observou-se que para diferentes períodos da série de dados, diferentes modelos ARIMA apresentavam melhor potencial preditivo não sendo possível elencar um único modelo que capturasse a estrutura da série de forma universal. Duas soluções para esse problema foram exploradas. Uma delas é optar por outro modelo. A outra, abordada nessa seção, é permitir que os parâmetros ARIMA fossem adaptativos, sendo recalculados, a medida que mais dados são coletados. Essa é uma estratégia interessante por vários motivos. É possível estimar os parâmetros de um modelo ARIMA rapidamente de forma que a previsão esteja disponível ininterruptamente mesmo em escalas temporais da ordem de minutos. Qualquer mudança estrutural na grandeza física de interesse é automaticamente capturada pelo modelo, como, por exemplo, um aumento na turbulência devido a um aumento da temperatura média do planeta.

A imagem abaixo exibe a evolução temporal dos graus de liberdade do modelo em um espaço de fase sendo possível entender como os parâmetros variam ao longo do tempo e consequentemente como a estrutura dos dados (limitada pela representação por um modelo ARIMA) varia. O tempo é representado pela escala em cor. O parâmetro de diferenciação, d , do modelo assume, durante quase todo o período, o valor 1 e, portanto, exibe-se apenas os parâmetros p e q .

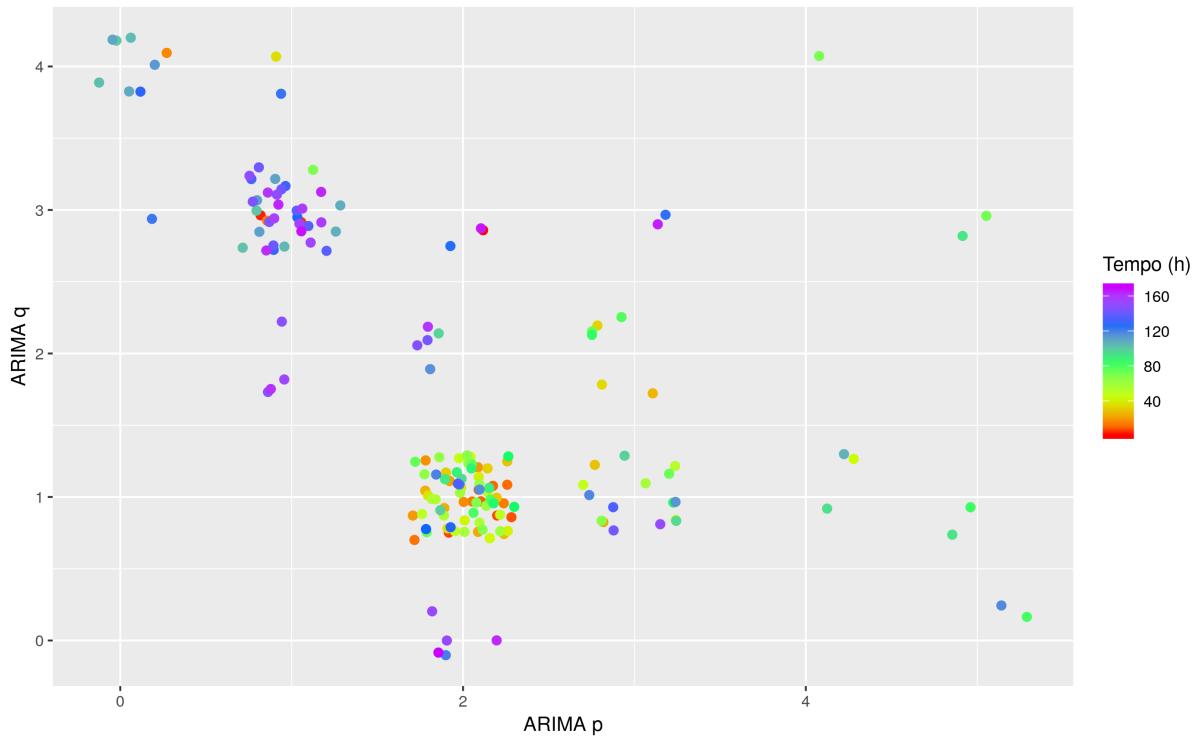


Figura 28 – Evolução dos parâmetros p e q de um modelo ARIMA ao longo do tempo.

Modelos ARIMA são definidos pelos parâmetros p,d,q . O parâmetro p representa o número de termos anteriores da série que influenciam o valor atual. Os pesos com que cada termo anterior contribui para a estimativa do valor seguinte são parâmetros a serem estimados por regressão linear. O parâmetro q tem um papel análogo ao do parâmetro d . Ele refere-se à inclusão dos q erros anteriores na estimativa do valor seguinte.

Os parâmetros assumem apenas valores inteiros. Para facilitar a visualização da evolução temporal adicionou-se um ruído aleatório a cada ponto de modo a evitar a sua sobreposição. Fica claro que no início do período de 160 horas o principal modelo ARIMA é o ARIMA(2,1,1) enquanto que ao final do período o modelo preferencial é o ARIMA(1,1,3). Também observa-se que diversos outros modelos são assumidos com menos frequência.

Apesar do apelo prático, o método não se mostrou satisfatório:

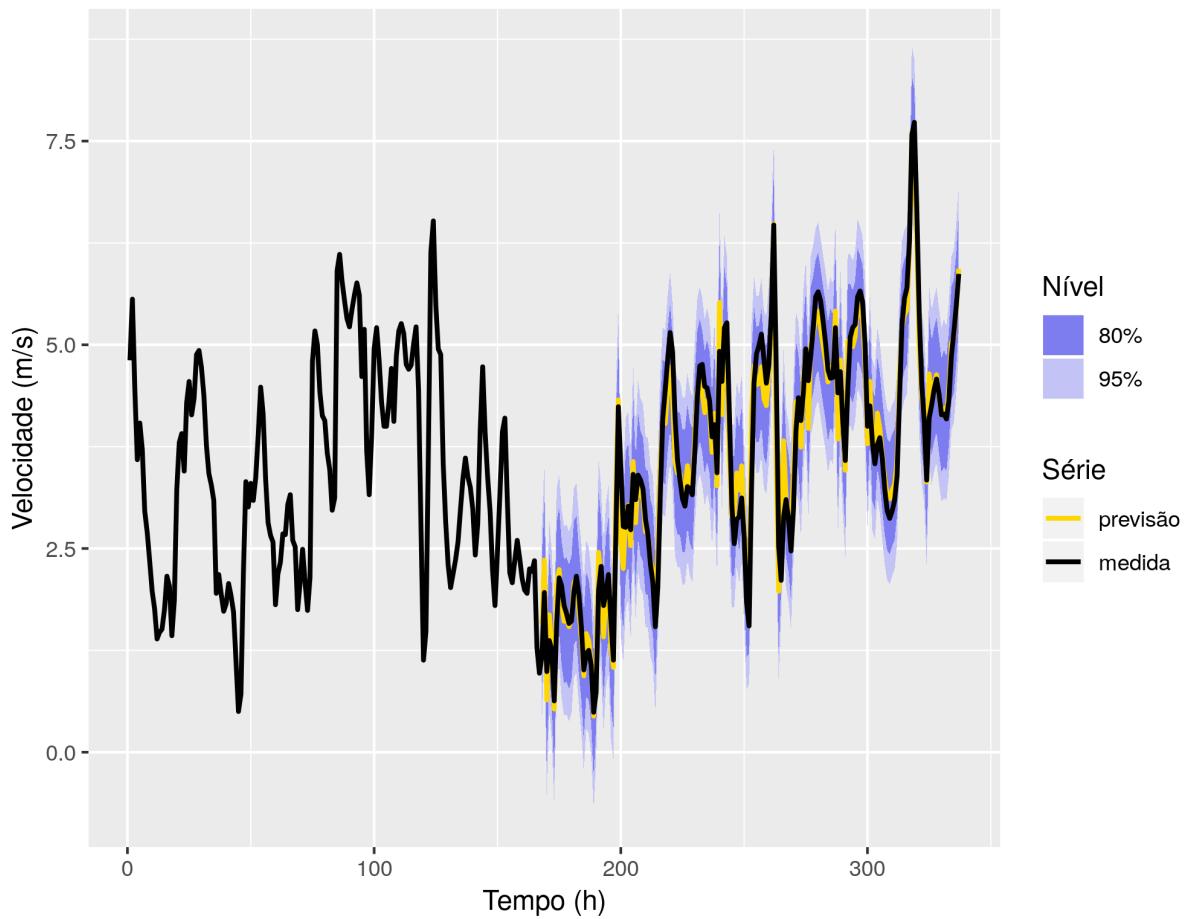


Figura 29 – Previsão resultante do modelo ARIMA com parâmetros variáveis.

6 GARCH

Séries de dados de vento possuem uma característica fundamental em comum que não foi modelada até então: sua variância não é constante. Os esforços dispendidos foram no sentido de neutralizar a variância. Além disso, o comportamento da variância em séries de velocidade do vento é mais simples, ao contrário de séries financeiras.

6.1 Base horária

Em base horária os períodos de maior e menor variância são facilmente previsíveis e possuem uma interpretação física clara. Períodos de variância elevada são observados durante períodos de simultânea alta temperatura do ar, o que o torna mais turbulento e, portanto, aumenta a variabilidade das medições, enquanto que, à noite, por exemplo, a atmosfera próxima ao solo se estratifica em camadas bem definidas e comportadas em um regime laminar, longe da turbulência e de tal forma apresentam baixa variabilidade.

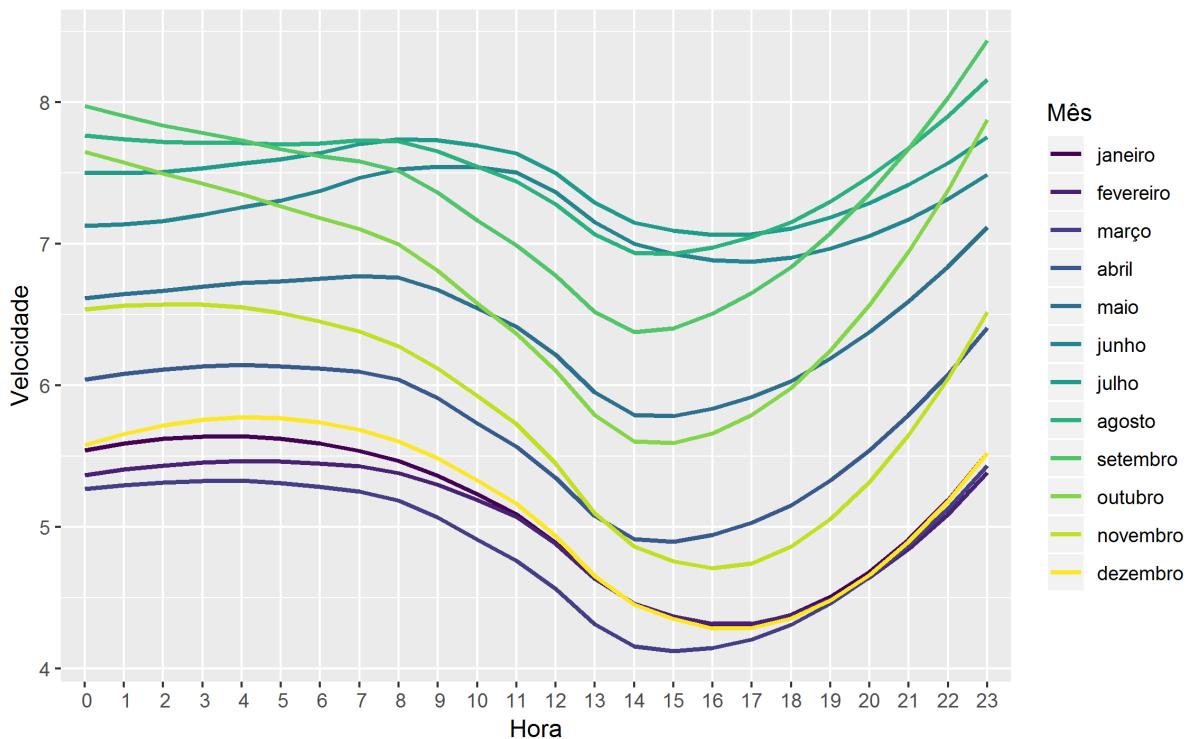


Figura 30 – Variação da velocidade por hora do dia. Uma curva por mês.

O modelo autorregressivo de heterocedasticidade (variância) condicional (ARCH), proposto por Engle, (ENGLE, 1982) estende o modelo ARIMA modelando a variação na variância da série temporal. Este modelo faz uso de muitos parâmetros para produzir bons

resultados. A generalização do método ARCH, proposta por Tim Bollerslev ([BOLLERSLEV, 1986](#)) conduz a modelos parcimoniosos, com menos parâmetros. Em um modelo GARCH a variância é modelada por:

$$\sigma_t^2 = \underbrace{\beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \cdots + \beta_p \sigma_{t-p}^2}_{\text{autorregressão}} + \underbrace{\omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2}_{\text{média móvel}} \quad (6.1)$$

$$\sigma_t^2 = \sum_{i=1}^q \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (6.2)$$

A equação 6.1 deixa claro a analogia entre um modelo ARIMA e um GARCH. ARIMA aplica um filtro na própria série enquanto GARCH aplica na sua variância. Os resultados desse modelo são exibidos abaixo:

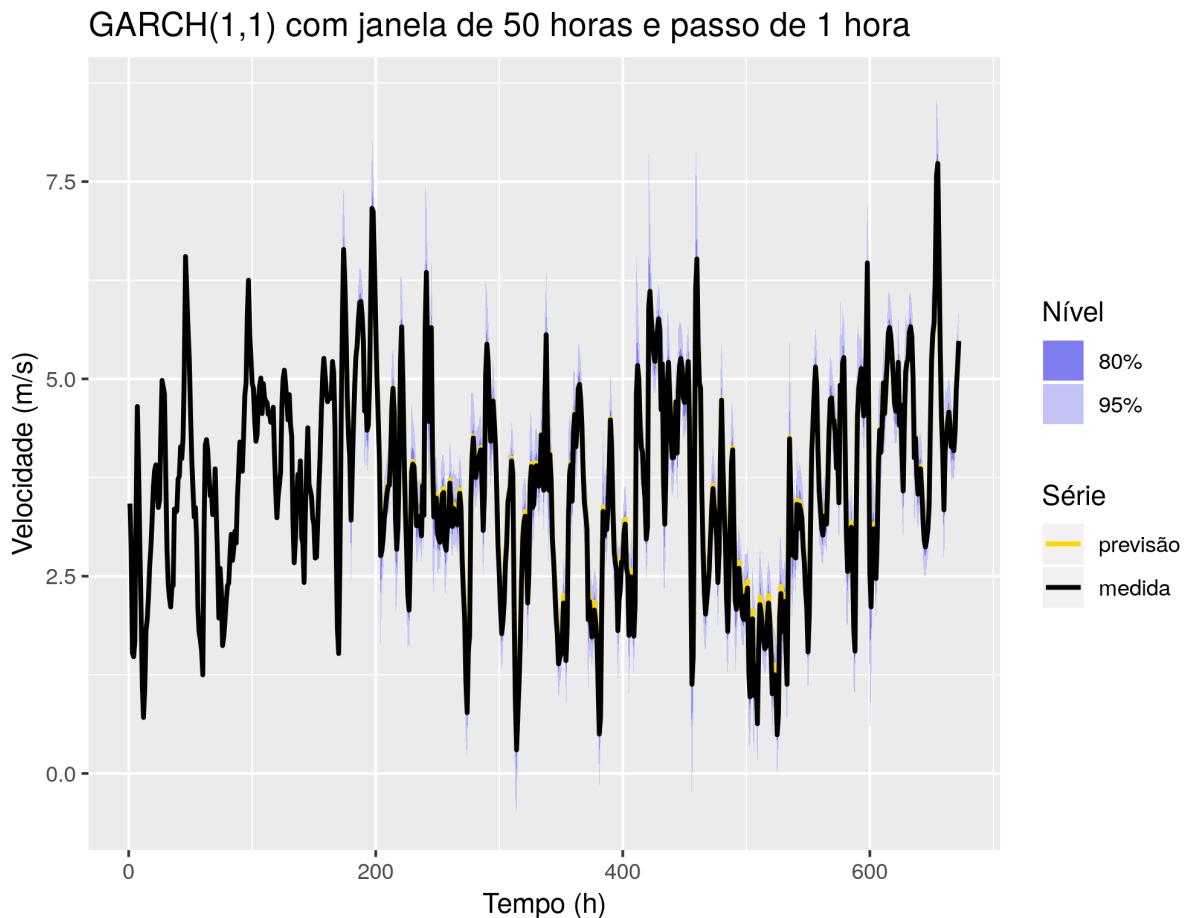


Figura 31 – Previsão da série modelo utilizando GARCH(1,1) em base horária.

| Modelo | ME | RMSE | MAE | MPE | MAPE |
|--------------|--------------|------------|------------|------------|----------|
| GARCH(1,1) | -0.04246845 | 0.06505767 | 0.05117909 | -2.449632 | 2.592525 |
| ARIMA(1,1,1) | -0.007948941 | 0.2231684 | 0.161981 | 0.3817872 | 5.731274 |
| ARIMA(2,1,1) | 0.00824027 | 0.2973698 | 0.2285103 | -0.7558966 | 7.622429 |
| ARIMA(1,1,2) | 0.01559968 | 0.2490103 | 0.1870849 | -0.8393794 | 6.151953 |
| ARIMA(2,1,3) | 0.01455176 | 0.3189862 | 0.2380204 | -0.8382305 | 7.968127 |

Tabela 2 – Comparação de medidas de erro entre o modelo GARCH(1,1) e modelos ARIMA utilizados anteriormente.

6.2 Base mensal

Embora a previsão horária seja de grande utilidade tanto para operadores de parques eólicos quanto para operadores de subestações de distribuição de energia, contratos de produção e entrega de energia são feitos em base mensal. Dessa forma, um acionista de um parque eólico deseja saber em qual nível de produção ele pode arriscar se comprometer em entregar em um acordo fechado um mês antes. O mesmo modelo, GARCH(1,1), se demonstra novamente adequado:

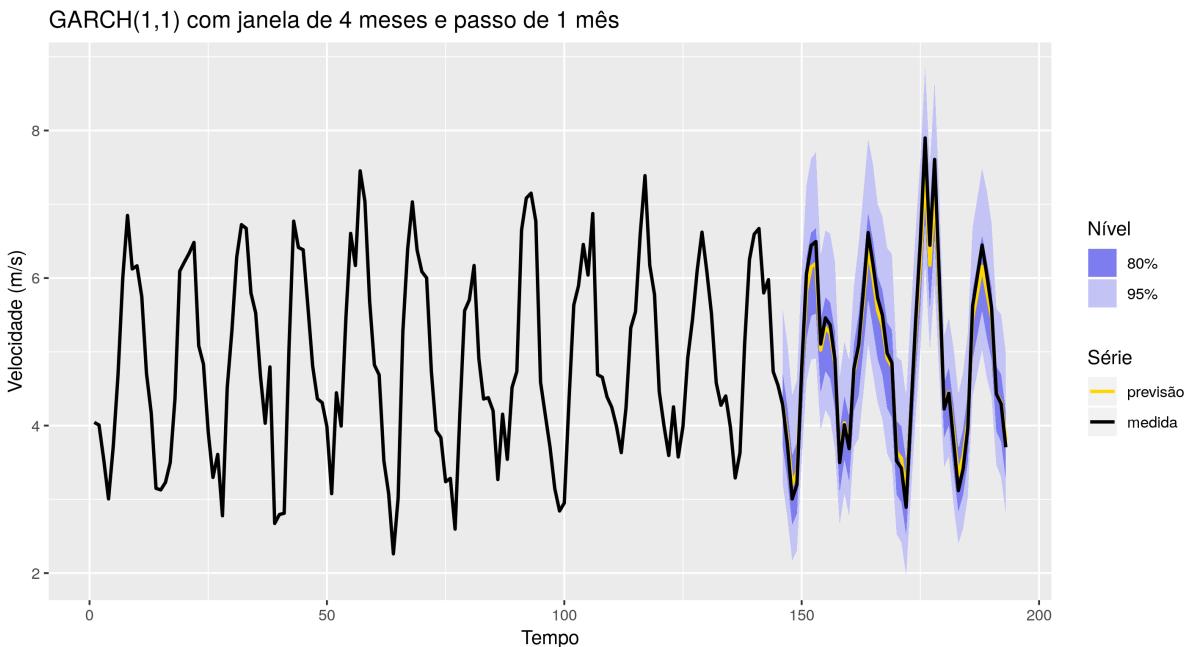


Figura 32 – Previsão da série modelo utilizando GARCH(1,1) em base mensal.

| Modelo | ME | RMSE | MAE | MPE | MAPE |
|------------|------------|-----------|-----------|-----------|----------|
| GARCH(1,1) | 0.06669541 | 0.1773425 | 0.1461843 | 0.5504064 | 2.893245 |

Tabela 3 – Medidas de erro para o modelo GARCH(1,1) em base mensal.

Parte III

Conclusão

7 Conversão em energia

De acordo com a equação 1 a potência desenvolvida por um aerogerador é função principalmente da área coberta pelas suas pás, da densidade local do ar e do cubo da velocidade do vento. Exceto pela velocidade do vento os demais parâmetros variam pouco. Dessa forma, uma vez definidos os outros parâmetros, é possível obter a potência desenvolvida por um aerogerador por meio de sua curva de potência que mapeia intervalos de velocidade em intervalos de potência. A figura abaixo é um exemplo de curva de potência genérica (adaptada de (FRÜH, 2012)):

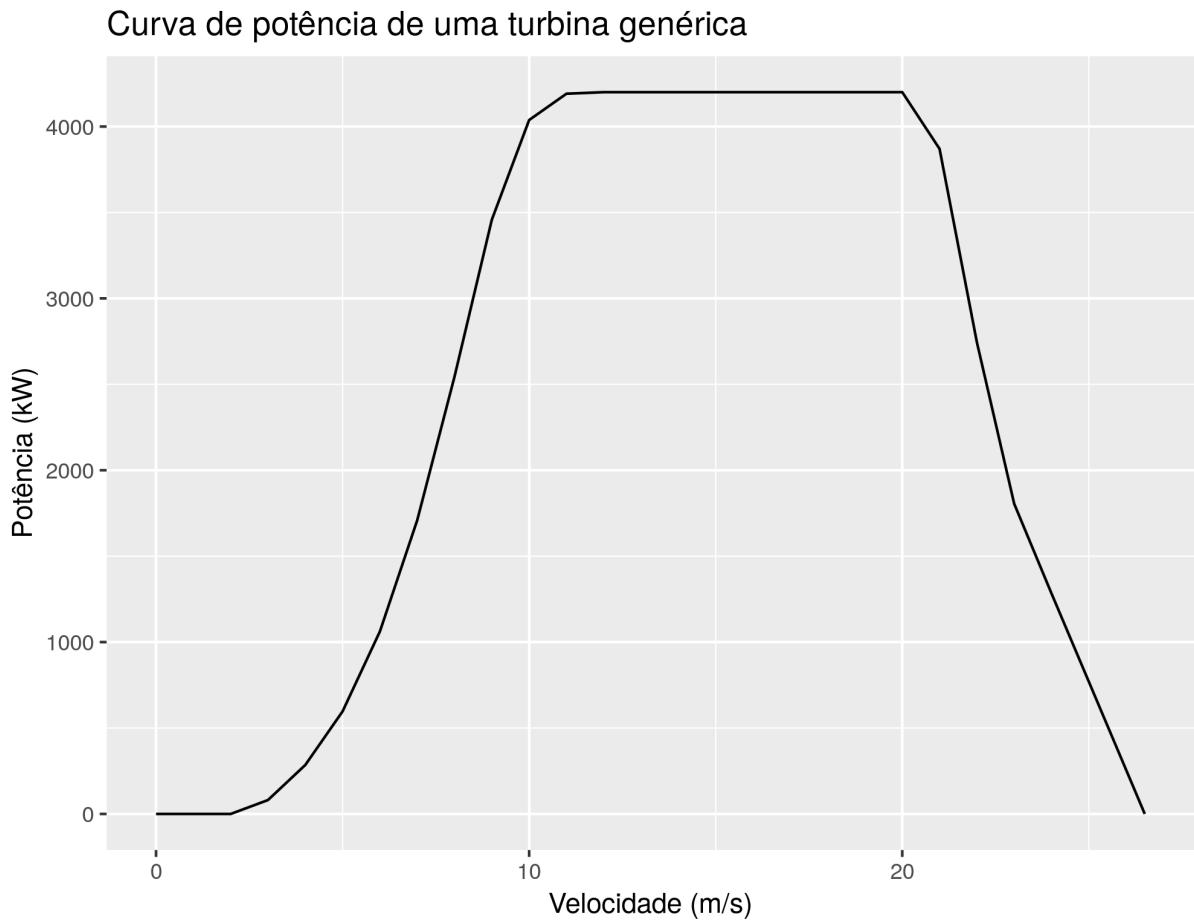


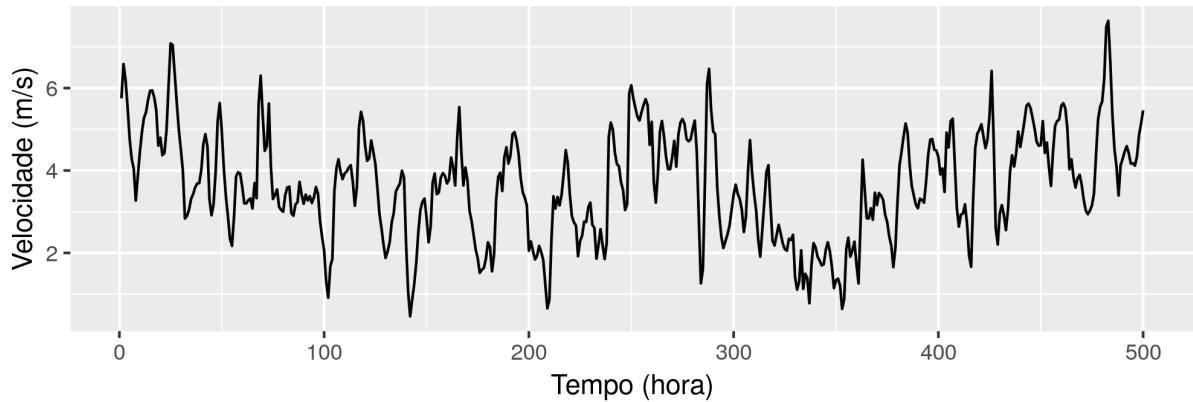
Figura 33 – Curva de potência de uma turbina genérica.

As curvas de potência de qualquer turbina eólica possuem esse formato característico. A turbina só produz energia a partir de uma certa velocidade mínima. Para velocidades mais altas encontra uma região linear, onde a potência aumenta linearmente com a velocidade. Para uma certa velocidade chega-se num plateau de potência acima do qual um aumento de velocidade não causa variação na potência. Para velocidades muito altas é necessário

desacelerar a rotação das pás de modo a não danificar componentes do aerogerador e portanto a potência decaí. Quando a velocidade excede um valor limite é necessário desligar o aerogerador.

O mapeamento entre velocidade e potência é exibido abaixo. A série temporal de velocidade do vento corresponde àquela para a qual foi feita a previsão em 31.

Velocidade do vento em base horária



Potência desenvolvida por uma turbina em base horária

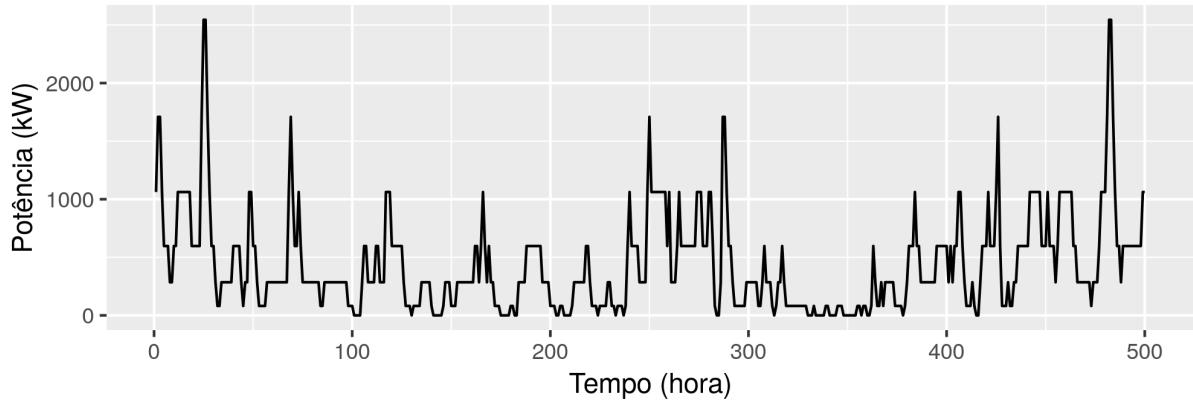


Figura 34 – Curva de potência de um aerogerador genérico.

De acordo com essa curva a energia total produzida nas 500 horas previstas seria de 217 MWh. Embora durante o período considerado a geração tenha ficado distante da potência máxima, o aerogerador produziu uma quantidade expressiva de energia. Se no mesmo período de 500 horas o aerogerador operasse no seu valor máximo de 4.5 MW, seriam produzidos 2250 MWh. Para esse período o fator de capacidade foi baixo, apenas cerca de 0.1. É comum encontrar fatores entre 0.3 e 0.5 em parques operacionais no país. É interessante perceber que caso o proprietário do parque fechasse um acordo de produção de energia considerando um fator de capacidade relativamente pessimista de 0.3 (o limite inferior da média dos parques do país) ele perderia dinheiro pois durante o período o fator de capacidade ficou abaixo de 0.1.

8 Validação com outras séries

O modelo que obteve o melhor poder preditivo foi o GARCH(1,1). No entanto, assim como todos os outros modelos discutidos, os testes de poder preditivo foram feitos apenas sob uma única série, aquela apresentada na seção 2. Há regiões em que a distribuição que melhor descreve o recurso eólico é a de Weibull, em outras é a distribuição Rayleigh, beta, normal ou log-normal (DROBINSKI; COULAIIS, 2012). O vento pode ainda ser unidirecional, bidirecional ter mais de uma direção predominante. Como fora exposto, a série modelo é melhor descrita por uma distribuição beta (Figura 11) e é predominantemente unidirecional (Figura 12). Dessa forma é interessante validar o modelo aplicando-o em diversas outras séries correspondentes a diferentes regiões cujo recurso eólico seja distinto.

62 regiões foram escolhidas. 7 na América Central, 1 no Jordão e as demais na América do Sul. A distribuição desigual se deve ao fato de que essas séries correspondem a estudos comerciais ao qual o autor tem acesso. Explica-se dessa forma o fato de a grande maioria das séries localizarem-se no Nordeste do Brasil. Todas as séries utilizadas, no entanto, são oriundas do banco de dados de acesso público ERA5 da ECWMF. Essas localidades são exibidas abaixo:

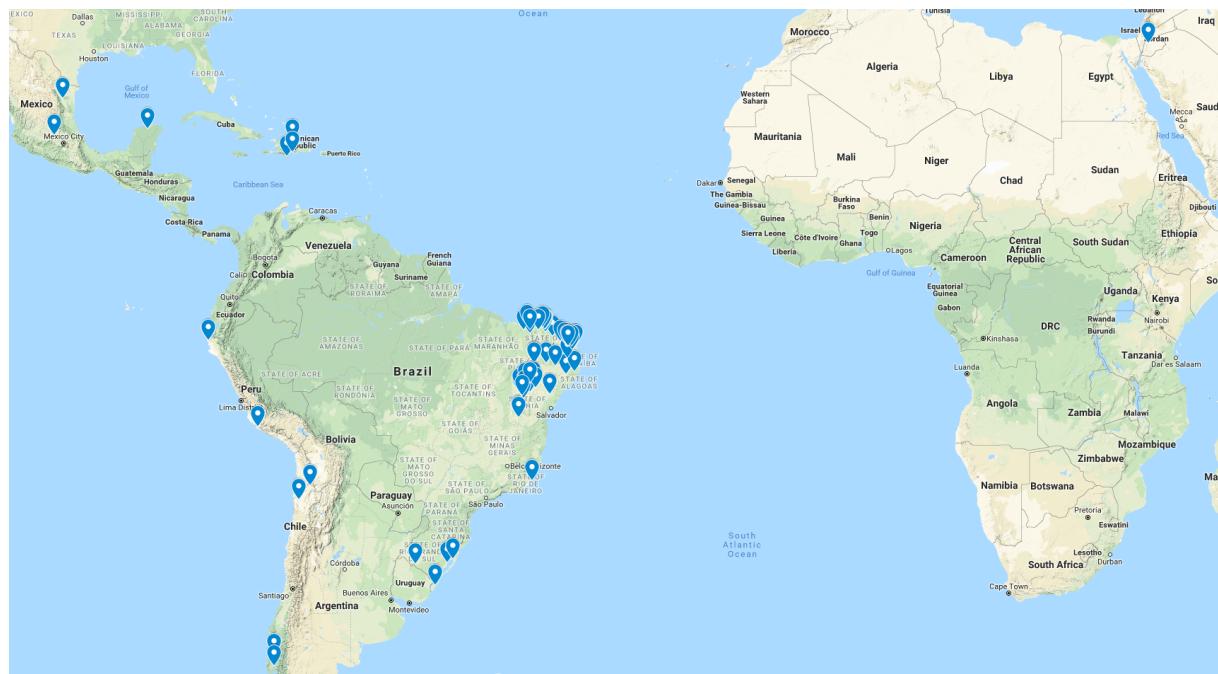


Figura 35 – Regiões correspondentes a dados de velocidade do vento do banco de dados ERA5 da ECWMF. Mapa disponível em

As regiões escolhidas variam entre florestadas, desérticas, no interior de continentes ou diretamente na costa ou ainda em golfos ou ilhas. O sucesso do modelo em regiões tão

distintas leva a crer que ela seja aplicável a condições bem gerais.

O modelo GARCH(1,1) foi aplicado em cada uma das séries cujas localidades correspondentes são exibidas no mapa acima e os resultados são exibidos abaixo:

| Local | ME | RMSE | MAE | MPE | MAPE |
|----------------|-------|------|------|-------|------|
| NE01a | 0.0 | 0.02 | 0.01 | -0.0 | 0.17 |
| NE05 | 0.01 | 0.02 | 0.01 | 0.02 | 0.17 |
| ChapadaAraripe | 0.01 | 0.02 | 0.01 | 0.02 | 0.17 |
| Embuacá | -0.01 | 0.02 | 0.02 | -0.16 | 0.27 |
| Santos | -0.01 | 0.02 | 0.02 | -0.16 | 0.27 |
| LaGuajira | 0.03 | 0.04 | 0.04 | 0.25 | 0.27 |
| AsaBranca | 0.02 | 0.03 | 0.02 | 0.19 | 0.28 |
| Omega | 0.02 | 0.03 | 0.03 | 0.14 | 0.28 |
| Icarai | -0.01 | 0.02 | 0.02 | -0.19 | 0.29 |
| EsquinaDoVento | 0.03 | 0.04 | 0.03 | 0.25 | 0.4 |

Tabela 4 – 10 melhores localidades em relação a previsão com GARCH(1,1)

| Local | ME | RMSE | MAE | MPE | MAPE |
|-------------|-------|------|------|-------|-------|
| Omega_RJ | 0.1 | 0.13 | 0.11 | 1.48 | 2.02 |
| Ibipeba | -0.04 | 0.07 | 0.05 | -1.83 | 2.11 |
| Tafila ERA5 | 0.05 | 0.11 | 0.08 | -0.19 | 2.33 |
| CapaoAlto | 0.0 | 0.07 | 0.06 | -1.63 | 2.41 |
| Quadran | -0.05 | 0.07 | 0.05 | -2.48 | 2.61 |
| LaVigia | -0.01 | 0.06 | 0.05 | -2.28 | 3.12 |
| Ckani | 0.05 | 0.13 | 0.09 | -0.95 | 3.35 |
| SanPedro | 0.08 | 0.17 | 0.12 | -0.1 | 3.94 |
| Tucano | -0.05 | 0.15 | 0.13 | -3.74 | 4.8 |
| Llanos | 0.22 | 0.33 | 0.24 | 3.47 | 12.58 |

Tabela 5 – 10 piores localidades em relação a previsão com GARCH(1,1)

Referências

- ABADI, M. et al. *TensorFlow: Large-Scale Machine Learning on Heterogeneous Systems*. 2015. Software available from tensorflow.org. Disponível em: <<http://tensorflow.org/>>. Citado na página 43.
- ACKERMANN, T. *Wind Power in Power Systems*. [S.l.]: John Wiley & Sons, Ltd, 2012. Citado na página 16.
- AKAIKE, H. Akaike's information criterion. In: _____. *International Encyclopedia of Statistical Science*. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, 2011. p. 25–25. ISBN 978-3-642-04898-2. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/978-3-642-04898-2_110>. Citado na página 37.
- AN., C. Energy output estimation for small-scale wind power generators using weibull-representative wind data. *Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics*, 2003. Citado 2 vezes nas páginas 5 e 7.
- BAILER, A. J. Probabilistic techniques in exposure assessment. a handbook for dealing with variability and uncertainty in models and inputs. a. c. cullen and h. c. frey, plenum press, new york and london, 1999. no. of pages: ix + 335. price: \$99.50. isbn 0-306-45956-6. *Statistics in Medicine*, v. 20, n. 14, p. 2211–2213, 2001. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/sim.958>>. Citado na página 27.
- BASRAK, B. Fisher-tippett theorem. In: _____. *International Encyclopedia of Statistical Science*. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, 2011. p. 525–526. ISBN 978-3-642-04898-2. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/978-3-642-04898-2_254>. Citado 2 vezes nas páginas 5 e 7.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. In: . [S.l.: s.n.], 1986. Citado na página 58.
- BOX, G. E. P.; COX, D. R. An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, [Royal Statistical Society, Wiley], v. 26, n. 2, p. 211–252, 1964. ISSN 00359246. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2984418>>. Citado na página 40.
- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. 3rd. ed. Upper Saddle River, NJ, USA: Prentice Hall PTR, 1994. ISBN 0130607746. Citado 4 vezes nas páginas 18, 32, 35 e 36.
- CENTRO DE PESQUISAS DE ENERGIA ELÉTRICA, CEPEL. *Atlas do Potencial Eólico Brasileiro*. Brasília, 2001. Disponível em: <http://www.cresesb.cepel.br/publicacoes/download/atlas_eolico/atlas%20do%20potencial%20eolico%20brasileiro.pdf>. Citado na página 16.
- CHOLLET, F. *keras*. [S.l.]: GitHub, 2015. <<https://github.com/fchollet/keras>>. Citado na página 43.

- DROBINSKI, P.; COULAIS, C. Is the weibull distribution really suited for wind statistics modeling and wind power evaluation? 11 2012. Citado na página 63.
- ECMWF. *ERA5 Reanalysis Database*. 2017. Disponível em: <<https://www.ecmwf.int/en/forecasts/datasets/archive-datasets/reanalysis-datasets/era5>>. Acesso em: 03 nov 2018. Citado 17 vezes nas páginas 9, 10, 18, 26, 27, 28, 29, 30, 31, 38, 39, 40, 42, 43, 44, 45 e 46.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica*, [Wiley, Econometric Society], v. 50, n. 4, p. 987–1007, 1982. ISSN 00129682, 14680262. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1912773>>. Citado na página 57.
- FRÜH, W.-G. Evaluation of two simple wind power forecasting methods applied to a long-term wind record from scotland. *Renewable Energy and Power Quality Journal*, p. 1398–1403, 04 2012. Citado na página 61.
- GHALANOS, A. *rugarch: Univariate GARCH models*. [S.l.], 2019. R package version 1.4-1. Citado na página 35.
- HEARST, M. A. Support vector machines. *IEEE Intelligent Systems*, IEEE Educational Activities Department, Piscataway, NJ, USA, v. 13, n. 4, p. 18–28, jul. 1998. ISSN 1541-1672. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1109/5254.708428>>. Citado na página 32.
- HOCHREITER, S.; SCHMIDHUBER, J. Long short-term memory. *Neural Comput.*, MIT Press, Cambridge, MA, USA, v. 9, n. 8, p. 1735–1780, nov. 1997. ISSN 0899-7667. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1162/neco.1997.9.8.1735>>. Citado na página 32.
- HYNDMAN, R.; KHANDAKAR, Y. Automatic time series forecasting: The forecast package for r. *Journal of Statistical Software, Articles*, v. 27, n. 3, p. 1–22, 2008. ISSN 1548-7660. Disponível em: <<https://www.jstatsoft.org/v027/i03>>. Citado na página 37.
- KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, v. 54, n. 1, p. 159 – 178, 1992. ISSN 0304-4076. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/030440769290104Y>>. Citado na página 39.
- LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, v. 65, n. 2, p. 297–303, 08 1978. ISSN 0006-3444. Disponível em: <<https://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>>. Citado na página 37.
- M HOOSHMAND R-A, K. A. P.; A-H, Z. Joint operation of wind farm, photovoltaic, pump-storage and energy storage devices in energy and reserve markets. *International Journal of Electrical Power & Energy Systems*, 2015. Citado 2 vezes nas páginas 5 e 7.
- MENČÍK, J. Weibull distribution. *Springer, Berlin, Heidelberg*, v. 1, n. 1, p. 71–97, 2016. Citado 2 vezes nas páginas 5 e 7.
- P, V. S. R. A review of wind speed probability distributions used in wind energy analysis: case studies in the canary islands. *Renewable Sustainable Energy Review*, 2003. Citado na página 5.

- TH, A. R. *The Levenberg-Marquardt Algorithm*. 2004. Citado na página 35.
- ZHANG, H.-M.; DUHAMEL, P. On the methods for solving yule-walker equations. *Trans. Sig. Proc.*, IEEE Press, Piscataway, NJ, USA, v. 40, n. 12, p. 2987–3000, dez. 1992. ISSN 1053-587X. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1109/78.175742>>. Citado 2 vezes nas páginas 18 e 35.