



Modelagem probabilística de preços máximos da commodity boi gordo para o estado de São Paulo

Eduardo LUCCA FILHO¹, Gilberto Rodrigues LISKA^{1*}, Jerônimo Alves SANTOS¹,
Ana Carolina MATTUSSI¹

¹Centro de Ciências Agrárias, Universidade Federal de São Carlos, Araras, SP, Brasil.

*E-mail: gilbertoliska@usfcar.br

(ORCID: 0000-0001-3806-4824; 0000-0002-5108-377X; 0000-0002-4793-4973; 0000-0002-6795-703X)

Recebido em 29/12/2021; Aceito em 31/01/2022; Publicado em 14/03/2022.

RESUMO: No cenário econômico, estudar o comportamento de preços de produtos, commodities ou indicadores torna possível a realização de previsões, permitindo elaboração de projeções de risco com maior precisão e, quando ocorrem eventos extremos desses preços, perdas, ou até mesmo falências podem ocorrer. Nesse sentido, a Teoria de Valores Extremos (TVE) trata de maneira adequada tais fenômenos. Foram utilizados os dados econômicos do CEPEA - ESALQ compreendida entre o período de 1997 a 2020, organizados em séries de máximos mensais e, para cada série, as distribuições Gumbel, Generalizada de Valores Extremos (GVE) e suas versões não-estacionárias foram consideradas. Pôde-se constatar que as distribuições Gumbel e GVE se ajustaram em todos os meses e os indicadores de qualidade de ajuste atestam que a distribuição Gumbel é a mais adequada em todos os meses. Nos meses de abril a outubro existe uma ligeira menor probabilidade dos preços serem superados e nos meses de novembro a fevereiro são os meses com maior probabilidade de ocorrência de altos preços de boi gordo. Pelo teste de Mann-Kendall constatou-se tendência em todas as séries, a qual foi incorporada na distribuição Gumbel não-estacionária, e o teste de razão de verossimilhanças e AIC mostraram-se favoráveis quanto à modelagem da tendência.

Palavras-chave: planejamento rural; economia aplicada; distribuição Gumbel; valor de retorno; estatística aplicada.

Probabilistic modeling of maximum commodity fat ox prices for the state of São Paulo

ABSTRACT: In the economic scenario, studying the behavior of prices of products, commodities or indicators makes it possible to make forecasts, allowing the elaboration of risk projections with greater precision and, when extreme events of these prices occur, losses or even bankruptcies can occur. In this sense, the Extreme Value Theory (EVT) is more suitable such phenomena. Economic data from CEPEA - ESALQ covering the period from 1997 to 2020 were used, organized in series of monthly maximums and, for each series, the Gumbel, Generalized Extreme Values (GVE) distributions and their non-stationary versions were considered. It could be seen that the Gumbel and GVE distributions fit in every month and the goodness-of-fit attest that the Gumbel distribution is the most suitable in every month. In the months of April to October there is a slight lower probability of prices being exceeded and in the months of November to February are the months with the highest probability of occurrence of high fat ox prices. The Mann-Kendall test was used for testing the trend in all series, which was incorporated into the non-stationary Gumbel distribution, and the likelihood ratio test and AIC were favorable in terms of trend modeling.

Keywords: rural planning; applied economics; gumbel distribution; return value; applied statistics.

1. INTRODUÇÃO

O Brasil e os Estados Unidos são os maiores produtores mundiais de carne bovina (DILL et al., 2013). O Brasil ocupa a posição de maior produtor e exportador mundial de carne bovina, sendo que as regiões centro e oeste responderam por 35%. O Brasil ocupa atualmente a posição de maior produtor e exportador mundial de carne bovina, com 176.610.943 cabeças de gado, com produção de 1,7 milhão de toneladas de corpo equivalente, prontas para exportação. As regiões centro e oeste foram responsáveis por 35% do abate nacional em 2010.

Em número de animais abatidos, Mato Grosso continua na liderança, respondendo por 14,1% do total da produção nacional abatida pelas empresas fiscalizadas. Os estados de

São Paulo e Mato Grosso Sul responderam por 12,2% e 10,7% respectivamente (ARAÚJO et al., 2012). Portanto, as políticas protecionistas de comércio dos países desenvolvidos ainda são um obstáculo ao livre comércio. Os Estados Unidos são o maior produtor mundial de carne bovina e, devido aos altos custos de produção, fornecem grandes subsídios aos produtores rurais para proteger seus mercados.

Por outro lado, o Brasil é o segundo maior produtor de carne bovina e é reconhecido pelo pouco apoio governamental que oferece aos produtores rurais. No entanto, não só tem forte competitividade na produção de carnes, mas também tem a maior capacidade biológica de produção mundial, que não se deve apenas ao aumento da produtividade, à ampliação das fronteiras agrícolas e à

redução dos custos de produção. Mesmo assim, enfrenta barreiras comerciais na exportação de produtos (DILL et al., 2013).

O Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) em 2011 estimou em projeto de pesquisa que a receita da cadeia produtiva da pecuária de corte é a maior entre as cinco mais importantes agroindústrias brasileiras: algodão, cana-de-açúcar, soja, leite e pecuária de corte.

O preço do boi gordo afeta outros segmentos do mercado de boi gordo, portanto, pesquisas sobre seu comportamento são mais relevantes. Uma característica interessante é que mesmo no mesmo estado, os PBGs listados são diferentes em cada caixa. Esse fato mostra que uma base monetária baseada em políticas é um recurso rico para estudar independência, custos de transação, modelos de transferência e equilíbrio de longo prazo entre preços. Além de diagnosticar a presença de sazonalidade e ciclos, seu comportamento também pode apresentar mudanças graduais ou repentinas, chamadas de fraturas estruturais. Devido a uma interrupção durante o período de amostragem utilizado, os resultados podem ser alterados, afetando assim a análise (SHIKIDA et al., 2016).

O custo da pecuária, que pode ajudar a planejar melhor as atividades, embora o investimento inicial seja alto, os custos ainda podem ser reduzidos por meio de uma gestão racional do sistema de produção, o que torna o mercado mais atraente. As atividades são mais viáveis. Como fator impulsionador dos custos variáveis nos custos operacionais efetivos, os suplementos minerais e a mão de obra estão relacionados à gestão dos sistemas produtivos, representando aproximadamente 71% do COE. Ao analisar os parâmetros relacionados à rentabilidade, observa-se que o índice de rentabilidade é de 20,47% (representando o valor adicionado após cobertura do custo total), podendo-se inferir que a propriedade apresenta boa rentabilidade na produção. No longo prazo, o uso de pastagens pode ser reduzido e um bom retorno do investimento pode ser obtido (ARAÚJO et al., 2012).

No cenário econômico, estudar o comportamento de preços de produtos, commodities ou indicadores torna possível a realização de previsões, permitindo elaboração de projeções de risco com maior precisão (MOSCIARO et al., 2017; SOUSA LIRA et al., 2020). Investigar quais fatores podem estar relacionados a variáveis de interesse econômico também viabilizam planejamentos estratégicos (MORETTI; MENDES, 2005; SOUSA LIRA et al., 2019). Quando ocorrem eventos extremos no cenário econômico, como preços de produtos, valor de risco, perdas, ou até mesmo falências podem ocorrer (ALENTORN; MARKOSE, 2007; BALI, 2003; BEIRLANT et al., 1994; COMBES; DUSSAUCHOY, 2006; RITZ; STREIBIG, 2009). Não menos importante, danos econômicos causados por pandemias podem ser mensurados (ATKESON, 2020).

A modelagem estatística desses níveis extremos é associada a distribuições de probabilidade, pertencentes a uma classe de distribuições a um ramo da estatística denominada de Teoria de Valores Extremos (TVE) (HARTMANN et al., 2011).

Dado o exposto e com o intuito de modelar eventos do tipo, a distribuição generalizada de valores extremos (GVE) desempenha um papel fundamental em estudos relacionados a medições físicas, em que é aplicada com a finalidade de descrever o comportamento de eventos raros (BEIJO; AVELAR, 2011). Sendo a distribuição Generalizada de

Valores Extremos uma função de densidade, é natural que seus parâmetros sejam estimados a partir dos valores extremos de amostras. Dentre alguns métodos que podem ser utilizados para obtenção dos estimadores dos parâmetros desta distribuição, o método de máxima verossimilhança é o mais aplicado (SANSIGOLO, 2008).

Diante do exposto, o trabalho tem por objetivos: 1) modelar o preço máximo do boi gordo através da TVE; 2) ajustar as distribuições de probabilidade Gumbel e GVE e, se for o caso, suas versões não-estacionárias; 3) calcular as probabilidades de ocorrência de preços máximos de boi gordo; 4) calcular o preço máximo esperado do boi gordo.

2. MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados os dados registrados pelo CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, USP - Universidade de São Paulo, sobre os indicadores do preço do boi gordo aplicados na região de Piracicaba durante o período de julho de 1997 a março de 2020.

Os dados foram agrupados em períodos mensais, extraído-se o valor máximo do indicador de cada série, formando assim, vetores de valores máximos de cada período para cada mês estudado. As séries foram organizadas em períodos mensais e extraiu-se a temperatura máxima de cada mês, formando assim novas séries com os máximos mensais. A TVE assegura a existência de uma distribuição assintótica não degenerada $F(x)$ para uma transformação linear de Mn (COLES, 2001). Isto é, sequências numéricas apropriadas $an > 0$ e $bn \in \mathbb{R}$, de tal modo que:

$$P\left(\frac{M_n - b_n}{a_n} \leq x\right) \rightarrow F(x) \quad (01)$$

Jenkinson (1955) mostrou que os três tipos de distribuição de valores extremos (Gumbel, Fréchet e Weibull) poderiam ser representados em uma forma aritmética única, denominada Distribuição Generalizada de Valores Extremos (GVE) que possui distribuição de função acumulada definida pela equação 2.

$$F(x) = \exp\left\{-\left[1 + \xi\left(\frac{x - \mu(t)}{\sigma}\right)\right]^{-\frac{1}{\xi}}\right\} \quad (02)$$

em que os parâmetros satisfazem $-\infty < \mu(t) < \infty$, $\sigma > 0$ e $-\infty < \xi < \infty$. O modelo consiste de três parâmetros: um parâmetro de locação, μ ; um parâmetro de escala, σ ; e um parâmetro de forma, ξ . As famílias de distribuição Gumbel, Fréchet e Weibull de valores extremos correspondem, aos casos, $\xi = 0$, $\xi > 0$, $\xi < 0$, respectivamente (HARTMANN et al., 2011).

Para o caso particular em que $\xi \rightarrow 0$, resulta na função de distribuição acumulada Gumbel, dada pela equação 3.

$$F(x) = \exp\left\{-\exp\left[-\left(\frac{x - \mu(t)}{\sigma}\right)\right]\right\} \quad (03)$$

definida em $-\infty < x < \infty$, em que $\mu(t)$ e σ são como definidos anteriormente. Em situações onde o parâmetro μ , bem como os outros parâmetros, varia com o tempo, uma função pode ser proposta para modelar a possível tendência desse parâmetro. O caso em que $\mu(t) = \mu_0$ as distribuições GVE

e Gumbel estacionárias e o caso $\mu(t) = f(t; \theta)$, em que $f(t; \theta)$ é uma função que incorpora tendência no parâmetro μ , corresponde as distribuições GVE e Gumbel não-estacionárias (AGUIRRE; NOGUEIRA; BEIJO, 2020). Quando necessário, foi utilizado para o presente trabalho a função $\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t + \mu_2 t^2$ para modelar a tendência de $\mu(t)$. Os parâmetros dos modelos (2) e (3) são desconhecidos e precisam ser estimados. Para tal, foi utilizado o método da máxima verossimilhança, cuja função de verossimilhança com base em uma amostra aleatória é dada pela equação 4.

$$L(\theta; x_1, \dots, x_n) = f(x_1; \theta) \times \dots \times f(x_n; \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) \quad (04)$$

que consiste em adotar como estimador a estatística que maximiza a probabilidade da amostra ter ocorrido, sob a hipótese de que X_1, X_2, \dots, X_n são variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.). Esse pressuposto foi avaliado pelo teste de Ljung-Box e pelo teste de Mann Kendal, conforme recomendação de Bautista et al. (2004). De acordo com Coles (2001), o parâmetro ξ pode ser testado se é estatisticamente nulo ou não. Para tal, foi utilizado o teste de razão de verossimilhanças (TRV), que consiste em comparar os máximos do logaritmo da função de verossimilhança das distribuições GVE (2) e Gumbel (3), $l(\Theta_{GVE})$ e $l(\Theta_G)$, por meio da distribuição qui-quadrado. A estatística do teste é dada pela equação 5.

$$T_{RV} = -2[l(\widehat{\Theta}_G) - l(\widehat{\Theta}_{GVE})] = 2[l(\widehat{\Theta}_{GVE}) - l(\widehat{\Theta}_G)] \quad (05)$$

em que $\Theta_{GVE} = (\mu, \sigma, \xi)$ e $\Theta_G = (\mu, \sigma)$ são vetores de estimativas de máxima verossimilhança das distribuições GVE e Gumbel, respectivamente. Dessa forma, rejeita-se a hipótese nula de que $\xi=0$ se TRV for superior ao quantil da distribuição qui-quadrado com 1 grau de liberdade.

Os testes de aderência qui-quadrado, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors, Shapiro-Wilk, Cramer-von Mises, servem para comparar as probabilidades empíricas de uma variável com as probabilidades teóricas estimadas pela função de distribuição em teste, verificando se os valores da amostra podem ser provenientes de uma população com aquela distribuição (HARTMANN; MOALA; MENDONÇA, 2011). Para testar a suposição de que os máximos mensais de temperatura seguem uma distribuição GVE ou Gumbel (hipótese H_0), foi utilizado o teste de Kolmogorov-Smirnov, cuja estatística de teste (D) é definida por:

$$D = \max_{i=1,2,\dots,n} |F(X_{(i)}) - \widehat{F}(X_{(i)})|, \quad (06)$$

com $F(X_{(i)})$ sendo a distribuição acumulada teórica da distribuição GVE ou Gumbel com suas estimativas obtidas e $\widehat{F}(X_{(i)})$ a distribuição acumulada empírica. De acordo com Quadros et al. (2011), o preço máximo provável (\hat{z}_t) para um determinado tempo de retorno T , pela distribuição GVE, pode ser determinada pela seguinte expressão.

$$\hat{z}_t = \widehat{\mu}(t) - \frac{\widehat{\sigma}}{\xi} \times \left[1 - \left[-\ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right]^{-\xi} \right] \quad (07)$$

$$\hat{z}_t = \widehat{\mu}(t) + \widehat{\sigma} \times \ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \quad (08)$$

em que $\hat{\mu}$, $\hat{\sigma}$ e $\hat{\xi}$ são as estimativas de máxima verossimilhança. De maneira análoga, obtém-se o nível de retorno para a distribuição Gumbel (Equação 8), compreendendo o caso na Equação (7) em que $\xi \rightarrow 0$.

A qualidade de ajuste dos modelos foi avaliada em comparações do nível de retorno empírico com o nível de retorno esperado e considerando os tempos de retorno de 2, 5, 10, 20, 50 e 100 anos. Nesse sentido, cinco métodos foram utilizados: o erro percentual absoluto médio (EPAM), raiz quadrado do erro quadrático médio (RQEQM), critério de informação de Akaike (AIC), erro absoluto médio (EAM) e índice de concordância de Willmott modificado (md).

$$RQEQM = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (z_t - \hat{z}_t)^2}{n}} \quad (09)$$

$$EPAM = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{z_t - \hat{z}_t}{z_t} \right|, \quad (10)$$

$$md = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n |z_t - \hat{z}_t|}{\sum_{i=1}^n (|z_t - \bar{z}_t| + |\hat{z}_t - \bar{z}_t|)}, \quad (11)$$

$$EAM = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |z_t - \hat{z}_t|, \quad (12)$$

onde \bar{z}_t é a média dos níveis de retorno empíricos, \hat{z}_t é o valor esperado para o tempo de retorno t e n é a quantidade de previsões realizadas, no caso $t=6$. O índice md é menos sensível à presença de outliers e varia entre 0 e 1, onde valores próximos a 1 indicam melhor o desempenho do modelo na previsão (PEREIRA et al., 2018).

Para realização das análises, testes de hipóteses e cálculo dos níveis de retorno, utilizaram-se os pacotes *evd* (STEPHENSON, 2002) e *extRemes* (GILLELAND; KATZ, 2016), *hydroGOF* (ZAMBRANO-BIGIARINI, 2020) do programa R (R CORE TEAM, 2020).

3. RESULTADOS

O gráfico de dispersão das séries de máximos mensais e o teste de Mann-Kendall confirmam a tendência em todas as séries de máximos mensais e o teste de Mann-Kendall confirmam a tendência em todas as séries de máximos mensais do preço do boi gordo (Figura 1).

Pôde-se constatar que as distribuições de Gumbel e GVE se ajustam em todos os meses. O teste de Razão de Verossimilhanças e AIC indicaram que a distribuição Gumbel é a mais adequada em todos os meses. Pela Tabela 2, verifica-se que a distribuição Gumbel é a mais adequada na maioria dos meses, uma vez que apresentou menores valores de AIC, EPAM, EAM, RQEQM e maiores valores do índice de Willmott (Tabela 3). Para os meses de julho, agosto, setembro e outubro, a distribuição GVE mostrou-se mais adequada.

Nos meses de abril a outubro existe uma ligeira menor probabilidade dos preços serem superados e nos meses de novembro a fevereiro são os meses com maior probabilidade de ocorrência de altos preços de boi gordo.

A probabilidade do preço de R\$ 150,00 ser superado no mês de novembro é de 11,45% pela distribuição Gumbel (Tabela 4). O mesmo evento ocorre com 7,39% de probabilidade no mês de julho. Com intuito de fornecer resultados mais precisos, foi incorporada a tendência no parâmetro de posição da distribuição Gumbel por meio de um polinômio de 2º grau.

A Tabela 4 apresenta as estimativas dos parâmetros da Gumbel não-estacionária, cujo modelo polinomial de primeiro grau para o parâmetro de posição é dado por $\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 t + \mu_2 t^2$. O teste de razão de verossimilhanças atesta que, com 1% de nível de

significância, os parâmetros μ_1 e μ_2 são estatisticamente não nulos e, portanto, existe o modelo para $\mu(t)$. O AIC também forneceu menores valores para a distribuição Gumbel não-estacionária, o que corrobora a adequabilidade desse modelo.

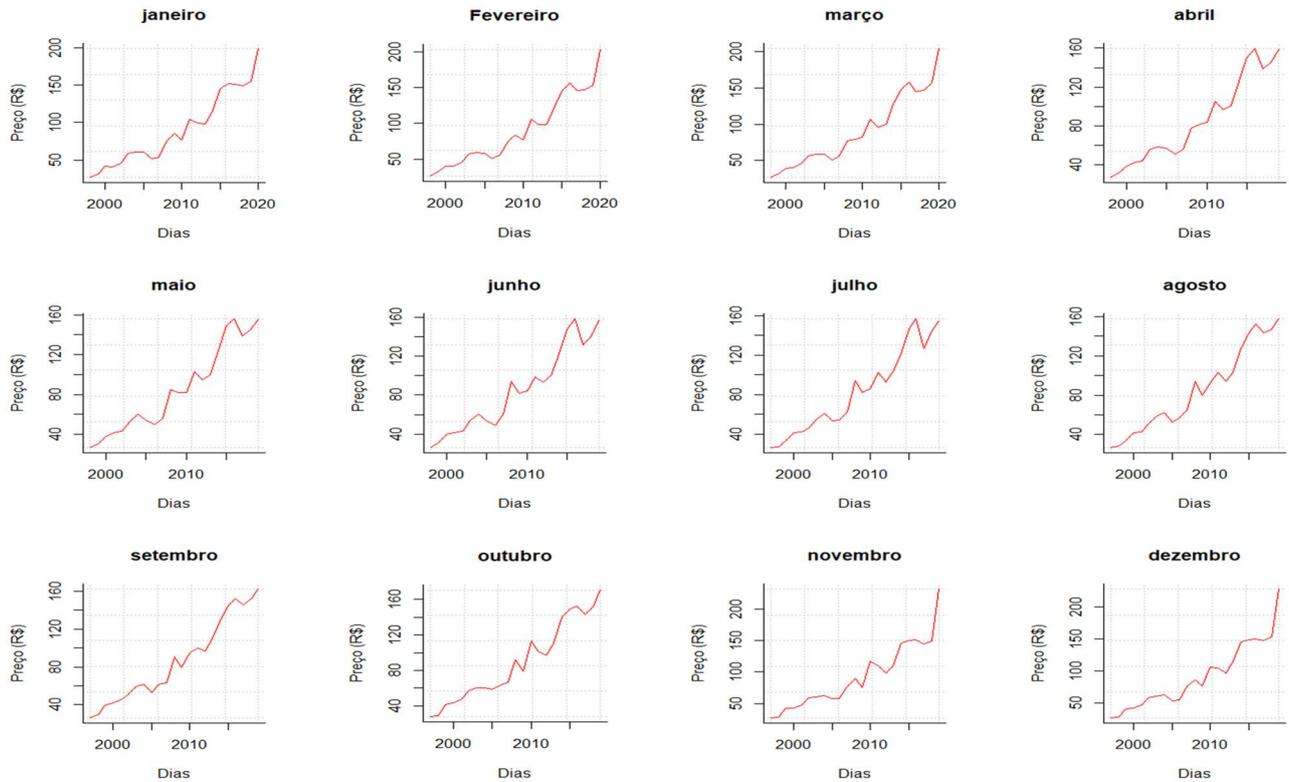


Figura 1. Diagrama de dispersão das séries de máximos mensais de preço de boi gordo (R\$) no estado de São Paulo.
 Figure 1. Scatter plot of the monthly maximums series of fat ox price (R\$) in the state of São Paulo.

Tabela 1. Estimativas dos parâmetros das distribuições Gumbel e GVE, resultados dos testes de hipóteses (*p*-valor) de Mann-Kendall, Ljung-Box, Razão de Verossimilhanças e critério de informação de Akaike.
 Table 1. Estimates of the Gumbel and GVE distributions parameters, results of the hypothesis tests (*p*-value) of Mann-Kendall, Ljung-Box, Likelihood Ratio and Akaike's information criterion.

Mês	Distribuição	Parâmetros			Mann-Kendall	Ljung-Box	Kolmogorov-Smirnov	Razão de Verossimilhanças	AIC
		μ	σ	ξ					
Janeiro	Gumbel	68,2871	36,6933	-	<0,0001	<0,0001	0,6788	0,6461	243,27
	GVE	65,9485	34,6677	0,1225					
Fevereiro	Gumbel	68,1681	36,8278	-	<0,0001	<0,0001	0,5828	0,6049	243,52
	GVE	65,5925	34,4839	0,1376					
Março	Gumbel	68,2646	37,5295	-	<0,0001	<0,0001	0,5203	0,5611	244,46
	GVE	65,1269	34,6510	0,1623					
Abril	Gumbel	65,3271	34,2275	-	<0,0001	<0,0001	0,5921	0,785	229,64
	GVE	63,8592	32,9248	0,0839					
Maio	Gumbel	64,5710	34,1752	-	<0,0001	<0,0001	0,7653	0,8951	229,42
	GVE	63,8083	33,4939	0,0430					
Junho	Gumbel	65,1113	33,6959	-	<0,0001	<0,0001	0,7787	0,9591	228,82
	GVE	65,5380	34,1956	0,058					
Julho	Gumbel	63,4980	33,6959	-	<0,0001	<0,0001	0,8787	0,9449	238,78
	GVE	63,9501	34,0521	-0,022					
Agosto	Gumbel	64,8018	34,4631	-	<0,0001	<0,0001	0,8599	0,8813	239,77
	GVE	65,8275	35,2914	-0,050					
Setembro	Gumbel	66,1330	34,5895	-	<0,0001	<0,0001	0,7047	0,9854	240,05
	GVE	66,3704	34,7454	-0,008					
Outubro	Gumbel	68,5400	35,5676	-	<0,0001	<0,0001	0,7392	0,8814	241,21
	GVE	69,5398	36,3608	-0,047					
Novembro	Gumbel	70,0140	37,9675	-	<0,0001	<0,0001	0,7261	0,6018	244,90
	GVE	67,8208	36,0461	0,1141					
Dezembro	Gumbel	69,1037	37,7993	-	<0,0001	0,0002	0,7448	0,5444	244,82
	GVE	66,3825	35,3660	0,1391					

Tabela 2. Critérios de qualidade de ajuste das distribuições Gumbel e GVE considerando tempos de retorno de 2, 5, 10, 30, 50 e 100 anos.
Table 2. Goodness-of-fit for the Gumbel and GVE distributions considering return periods of 2, 5, 10, 30, 50 and 100 years.

Mês	Distribuição	Razão de Verossimilhanças	AIC	EPAM	EAM	RQEQM	md
Janeiro	Gumbel	0,6461	243,27	13,59	22,17	27,32	0,69
	GVE		245,06	21,11	36,19	48,00	0,58
Fevereiro	Gumbel	0,6049	243,52	12,42	20,52	25,44	0,71
	GVE		245,25	21,04	36,78	49,24	0,59
Março	Gumbel	0,5611	244,46	12,41	21,03	26,16	0,71
	GVE		177,52	22,99	40,80	55,74	0,57
Abril	Gumbel	0,785	229,64	15,19	23,34	31,87	0,64
	GVE		231,57	20,57	31,63	44,45	0,57
Maio	Gumbel	0,8951	229,43	17,12	25,36	33,61	0,60
	GVE		231,41	19,78	29,37	39,66	0,56
Junho	Gumbel	0,9591	228,82	15,37	22,84	31,28	0,64
	GVE		230,82	14,30	21,24	28,92	0,66
Julho	Gumbel	0,9449	238,78	15,33	22,44	30,90	0,65
	GVE		240,78	14,08	20,57	28,10	0,67
Agosto	Gumbel	0,8813	239,77	16,87	25,38	34,27	0,60
	GVE		241,75	14,11	21,26	28,23	0,64
Setembro	Gumbel	0,9854	240,05	16,59	25,57	33,86	0,60
	GVE		242,05	16,10	24,85	32,84	0,61
Outubro	Gumbel	0,8814	241,21	16,60	26,09	34,50	0,61
	GVE		243,19	14,45	22,42	28,51	0,64
Novembro	Gumbel	0,6018	244,90	11,94	19,15	21,67	0,76
	GVE		246,63	18,80	32,99	40,73	0,65
Dezembro	Gumbel	0,5444	244,82	11,41	18,59	21,31	0,76
	GVE		246,45	19,89	35,64	45,19	0,63

*EPAM: Erro Percentual Absoluto Médio; EAM: Erro Absoluto Médio; RQEQM: Raiz Quadrada do Erro Quadrático Médio; AIC: Critério de Informação de Akaike; *md*: índice de concordância de Willmott modificado.

Tabela 3. Probabilidades (em %) de ocorrência de preços máximos de boi gordo pelas distribuições Gumbel e GVE ao longo do ano.
Table 3. Maximum fat ox price probabilities (in %) by the Gumbel and GVE distributions in all months of the year.

Mês	Distribuição	Preços (em R\$)					
		50	75	100	150	200	250
Janeiro	Gumbel	80,72	56,52	34,38	10,22	2,72	0,70
	GVE	79,92	53,85	32,67	11,28	4,13	1,66
Fevereiro	Gumbel	80,56	56,42	34,38	10,27	2,75	0,71
	GVE	79,71	53,47	32,47	11,42	4,32	1,80
Março	Gumbel	80,35	56,64	34,90	10,71	2,94	0,79
	GVE	79,25	53,09	32,54	11,94	4,78	2,12
Abril	Gumbel	79,09	52,94	30,45	8,08	1,94	0,45
	GVE	78,46	51,14	29,53	8,97	2,83	0,97
Maio	Gumbel	78,38	52,15	29,86	7,88	1,88	0,44
	GVE	78,04	51,21	29,38	8,34	2,33	0,68
Junho	Gumbel	79,24	52,61	30,02	7,83	1,85	0,42
	GVE	79,24	53,13	30,33	7,65	1,66	0,34
Julho	Gumbel	77,52	50,88	28,71	7,39	1,73	0,39
	GVE	77,77	51,42	29,00	7,15	1,51	0,29
Agosto	Gumbel	78,49	52,47	30,24	8,09	1,96	0,46
	GVE	78,95	53,69	30,98	7,59	1,47	0,24
Setembro	Gumbel	79,69	53,88	31,32	8,47	2,06	0,49
	GVE	79,82	54,15	31,50	8,41	1,98	0,45
Outubro	Gumbel	81,44	56,57	33,83	9,63	2,45	0,61
	GVE	81,73	57,69	34,65	9,21	1,94	0,35
Novembro	Gumbel	81,62	58,39	36,49	11,45	3,21	0,87
	GVE	81,05	56,01	34,78	12,35	4,57	1,83
Dezembro	Gumbel	80,94	57,50	35,70	11,10	3,09	0,83
	GVE	80,09	54,48	33,60	12,15	4,69	1,99

As Tabelas 5 e 6 apresentam as probabilidades de ocorrência de preços máximos da commodity bovina em diversos níveis considerando as distribuições Gumbel estacionária e não-estacionária, bem como os preços máximos esperados. Observa-se grande diferença entre as probabilidades e preços

máximos esperados entre as distribuições Gumbel estacionária e não-estacionária, o que evidencia a importância de incorporar a tendência. Esse fato pode ser observado na Figura 2.

Tabela 4. Estimativas dos parâmetros das distribuições Gumbel e Gumbel não-estacionária, resultados dos testes de hipóteses (p -valor) de Mann-Kendall, Ljung-Box, Razão de Verossimilhanças e critério de informação de Akaike.Table 4. Estimates of the Gumbel and Gumbel non-stationary distributions parameters, results of the hypothesis tests (p -value) of Mann-Kendall, Ljung-Box, Likelihood Ratio and Akaike information criterion.

Mês	Distribuição	Parâmetros				Razão de Verossimilhanças	AIC
		μ_0	μ_1	μ_2	σ		
Janeiro	Gumbel	68,29	-	-	36,69	<0,0001	243,27
	Gumbel não-estacionária	30,56	1,08	0,22	8,17		176,95
Fevereiro	Gumbel	68,17	-	-	36,83	<0,0001	243,52
	Gumbel não-estacionária	29,38	1,43	0,21	8,11		177,66
Março	Gumbel	68,26	-	-	37,53	<0,0001	244,46
	Gumbel não-estacionária	29,38	1,31	0,22	8,01		177,52
Abril	Gumbel	65,33	-	-	34,22	<0,0001	229,64
	Gumbel não-estacionária	28,10	1,69	0,20	7,02		164,51
Maio	Gumbel	64,57	-	-	34,17	<0,0001	229,42
	Gumbel não-estacionária	27,04	1,79	0,19	7,18		165,42
Junho	Gumbel	65,11	-	-	33,70	<0,0001	228,82
	Gumbel não-estacionária	29,57	2,21	0,16	7,60		168,19
Julho	Gumbel	63,50	-	-	33,70	<0,0001	238,78
	Gumbel não-estacionária	24,82	2,37	0,14	6,97		171,61
Agosto	Gumbel	64,80	-	-	34,46	<0,0001	239,77
	Gumbel não-estacionária	25,90	2,04	0,16	6,17		165,73
Setembro	Gumbel	66,13	-	-	34,59	<0,0001	240,05
	Gumbel não-estacionária	27,13	1,88	0,18	5,57		160,18
Outubro	Gumbel	68,54	-	-	35,57	<0,0001	241,21
	Gumbel não-estacionária	28,21	2,15	0,17	6,76		169,69
Novembro	Gumbel	70,01	-	-	37,97	<0,0001	244,90
	Gumbel não-estacionária	28,45	2,21	0,17	10,09		189,44
Dezembro	Gumbel	69,10	-	-	37,80	<0,0001	244,82
	Gumbel não-estacionária	29,30	1,54	0,20	9,29		189,21

Tabela 5. Probabilidades (em %) de ocorrência de preços máximos de boi gordo pelas distribuições Gumbel e Gumbel não-estacionária em todos os meses do ano.

Table 5. Maximum fat ox price probabilities (in%) by the Gumbel and Gumbel non-stationary distributions in all months of the year.

Mês	Distribuição	Preços (em R\$)					
		50	75	100	150	200	250
Janeiro	Gumbel	80,72	56,52	34,38	10,22	2,72	0,70
	Gumbel não-estacionária	10,06	0,50	0,02	<0,01	<0,01	<0,01
Fevereiro	Gumbel	80,56	56,42	34,38	10,27	2,75	0,71
	Gumbel não-estacionária	9,19	0,44	0,02	<0,01	<0,01	<0,01
Março	Gumbel	80,35	56,64	34,90	10,71	2,94	0,79
	Gumbel não-estacionária	8,80	0,41	0,02	<0,01	<0,01	<0,01
Abril	Gumbel	79,09	52,94	30,45	8,08	1,94	0,45
	Gumbel não-estacionária	5,62	0,16	0,005	<0,01	<0,01	<0,01
Maio	Gumbel	78,38	52,15	29,86	7,88	1,88	0,44
	Gumbel não-estacionária	5,25	0,17	0,005	<0,01	<0,01	<0,01
Junho	Gumbel	79,24	52,61	30,02	7,83	1,85	0,42
	Gumbel não-estacionária	6,08	0,23	0,009	<0,01	<0,01	<0,01
Julho	Gumbel	77,52	50,88	28,71	7,39	1,73	0,39
	Gumbel não-estacionária	3,80	0,11	0,003	<0,01	<0,01	<0,01
Agosto	Gumbel	78,49	52,47	30,24	8,09	1,96	0,46
	Gumbel não-estacionária	2,83	0,05	0,001	<0,01	<0,01	<0,01
Setembro	Gumbel	79,69	53,88	31,32	8,47	2,06	0,49
	Gumbel não-estacionária	2,35	0,03	0,0003	<0,01	<0,01	<0,01
Outubro	Gumbel	81,44	56,57	33,83	9,63	2,45	0,61
	Gumbel não-estacionária	5,45	0,14	0,003	<0,01	<0,01	<0,01
Novembro	Gumbel	81,62	58,39	36,49	11,45	3,21	0,87
	Gumbel não-estacionária	13,89	1,25	0,10	0,0007	<0,01	<0,01
Dezembro	Gumbel	80,94	57,50	35,70	11,10	3,09	0,83
	Gumbel não-estacionária	12,19	0,88	0,06	0,0003	<0,01	<0,01

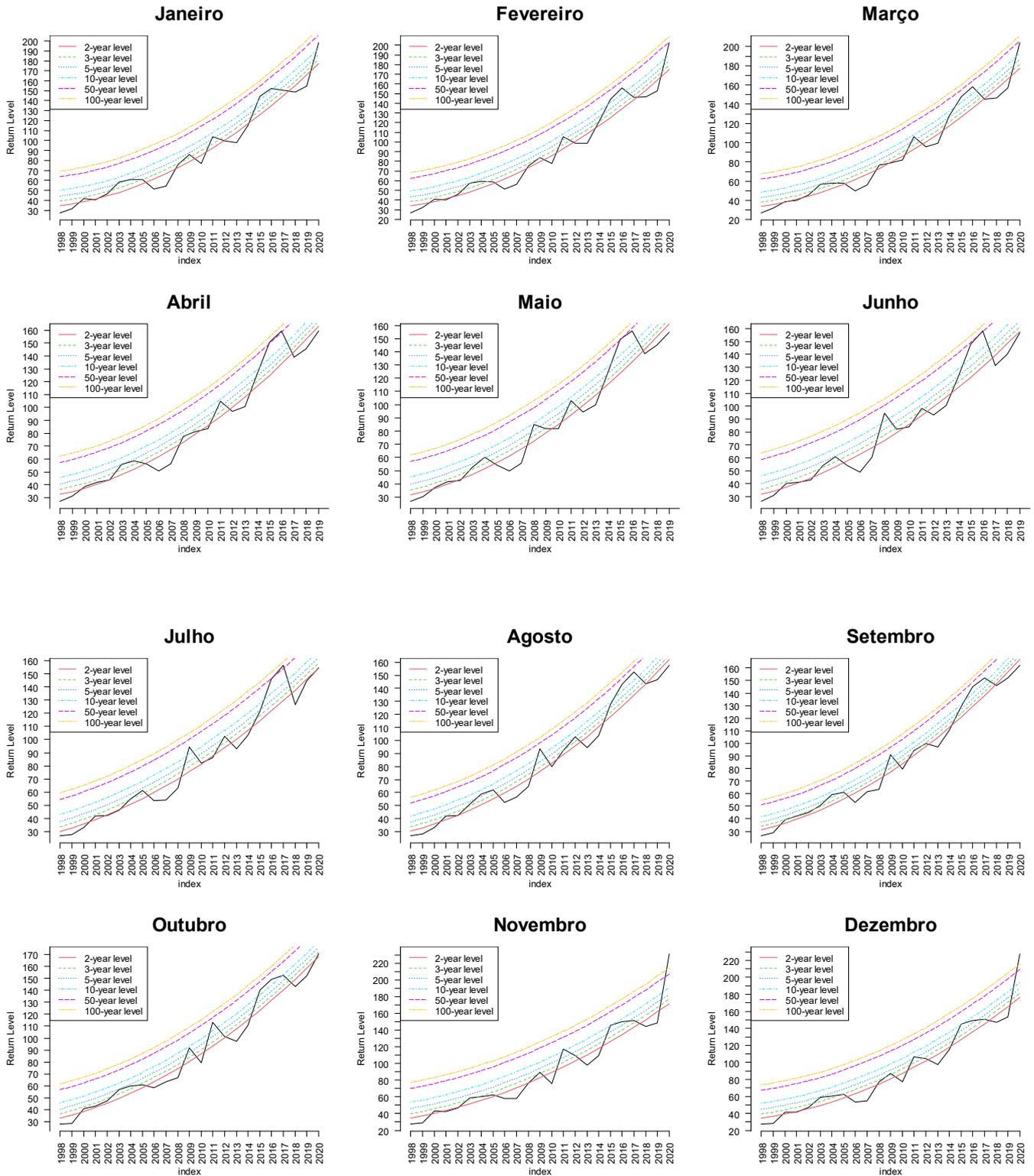


Figura 2. Gráficos dos níveis de retorno estimados para os tempos de retorno de 2, 3, 5, 10, 50 e 100 anos pela distribuição Gumbel não-estacionária.

Figure 2. Plots of estimated return levels for 2, 3, 5, 10, 50 and 100 years by the non-stationary Gumbel distribution.

4. DISCUSSÃO

O que explica muito a variação mensal e anual do preço do boi gordo é o chamado “Ciclo pecuário”, se explica da seguinte forma: os preços do bezerro e do boi gordo se correlacionam de forma cíclica formando o ciclo pecuário. Conhecer o ciclo facilita na tomada de decisão para gerenciar a produção, os riscos e obter melhor rentabilidade. É mais

uma forma de reconhecer as variações do preço do boi gordo. O ciclo pecuário apresenta fase de alta e baixa nos preços da arroba, os quais se repetem ao longo dos anos. Tem duração aproximada de cinco a seis anos, bem inferior ao que se observava antigamente, em virtude da aplicação de tecnologias, redução na idade ao abate e melhoria da produtividade. Portanto, conversaremos sobre o ciclo

pecuário e por que conhecer a sua dinâmica é importante para a tomada de decisão na fazenda (GOULART, 2010).

Tabela 6. Preços máximos esperados de boi gordo para os anos 1998, 2019 e 2020 pela distribuição Gumbel não-estacionária em todos os meses do ano.

Table 6. Expected maximum fat ox price for the years 1998, 2019 and 2020 by the non-stationary Gumbel distribution in all months of the year.

Mês	Ano	Tempo de retorno (em anos)			
		5	10	50	100
Janeiro	1998	43,92	50,05	63,55	69,25
	2020	186,44	192,57	206,07	211,77
Fevereiro	1998	43,19	49,28	62,68	68,34
	2020	183,93	190,02	203,42	209,08
Março	1998	42,92	48,93	62,16	67,75
	2020	186,69	192,70	205,93	211,52
Abril	1998	40,52	45,79	57,39	62,30
	2020	170,96	176,23	187,83	192,73
Maio	1998	39,80	45,19	57,05	62,07
	2020	169,31	174,70	186,57	191,58
Junho	1998	40,36	46,06	58,62	63,93
	2019	166,13	171,84	184,39	189,70
Julho	1998	40,57	45,80	57,32	62,19
	2019	162,18	167,41	178,93	183,80
Agosto	1998	39,88	44,51	54,69	59,00
	2019	168,92	173,54	183,73	188,03
Setembro	1998	39,96	44,13	53,33	57,21
	2020	173,00	177,18	186,37	190,26
Outubro	1998	43,30	48,38	59,54	64,26
	2019	175,85	180,92	192,08	196,80
Novembro	1998	48,67	56,24	72,91	79,95
	2019	182,95	190,52	207,19	214,23
Dezembro	1998	47,13	54,10	69,45	75,94
	2019	186,87	193,84	209,19	215,68

Quem comanda o ciclo da pecuária é a vaca, o abate e a retenção de fêmeas geram impactos em toda a cadeia pecuária e resultam em épocas de alta e baixa nos preços da arroba. Dessa forma, quando reduz o preço pago pelo bezerro há uma tendência coletiva, também chamada de efeito “manada”, em aumentar o abate de fêmeas. A redução na margem de lucro da fase de cria impulsiona os pecuaristas a enviarem as matrizes para o abate na tentativa de melhorar a receita da fazenda. E, com isso, pagar os custos pecuários.

No primeiro trimestre do ano há naturalmente uma maior oferta de boi gordo e o abate de fêmeas contribui significativamente para aumentar a oferta de animais no mercado, pressionando a arroba do boi gordo para baixo. Esse é um momento em que muitos produtores deixam a pecuária, pois outras atividades passam a ser mais atrativas financeiramente. O aumento no abate de fêmeas compromete a produção de bezerras nas fazendas e a sua disponibilidade no mercado. Isso prejudicará a próxima safra, pois reduzirá o estoque e, conseqüentemente, haverá menos animais para a reposição e abate.

O aumento no abate de fêmeas, redução da disponibilidade de bezerras, aumento no preço da arroba do boi gordo, bezerro e boi magro, são exemplos de fatores que estão relacionados com a alta do ciclo. Como baixa do ciclo estão a redução no abate de fêmeas, aumento na oferta de bezerras e redução no preço da arroba do boi gordo, bezerro e boi magro (LINO, 2021).

O preço de boi gordo, bem como a gestão do seu risco, sobre influência de muitos fatores (CARRER et al., 2013). Entre esses fatores, o preço de boi magro tem apresentado forte correlação com o preço de boi gordo (CARUSO SACHS; PINATTI, 2015) e este é variável ao longo do tempo (BELONI; ALONSO, 2017). Encontramos que a probabilidade de o preço ser superado é variável ao longo dos meses, de modo que entre os meses de outubro e março, são os meses com as maiores probabilidades de ocorrência de preços máximos de boi gordo.

Pensando em possíveis extensões e aplicabilidade de novas metodologias, pode-se pensar em incorporar a dependência temporal na distribuição GVE. Para tal, futuros trabalhos sobre o assunto podem ser elaborados e seguindo os estudos de Bako et al. (2018) e Nakajima et al. (2012). A tendência pode ser incorporada também por procedimentos bayesianos e tem apresentado bons resultados, conforme relatado por Aguirre et al. (2020) e Salles et al. (2019). Relacionar o preço máximo de boi gordo como outras variáveis máximas, como o preço de insumos, alta do dólar, entre outras, podem ser abordados por meio de métodos multivariados de extremos, como relatado por Gouldby et al. (2017) e Coles (2001).

5. CONCLUSÕES

As distribuições Gumbel e GVE estacionárias se ajustaram às séries de preços máximos de boi gordo em todos os meses do ano. Entre as distribuições estacionárias, a distribuição Gumbel foi a mais adequada. Nos meses de abril a outubro existe uma ligeira menor probabilidade dos preços serem superados e nos meses de novembro a fevereiro são os meses com maior probabilidade de ocorrência de altos preços de boi gordo.

A distribuição Gumbel não-estacionária se ajustou em todos os meses do ano e apresentou melhores indicadores de qualidade de ajuste do que a sua versão estacionária. Observa-se grande diferença entre as probabilidades e preços máximos esperados entre as distribuições Gumbel estacionária e não-estacionária, o que evidencia a importância de incorporar a tendência.

Novos estudos podem ser conduzidos com o intuito de modelar ou incorporar efeitos de tendência e/ou dependência temporal. Estudos do tipo demandariam tempo considerável, uma vez que existe pouca literatura sobre o assunto e será necessário construir programas em R para essa finalidade.

6. AGRADECIMENTOS

Agradecimentos ao CEPEA – ESALQ pela disponibilidade dos dados, à CoPICT - UFSCar por viabilizar a iniciação científica e ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq pela concessão de bolsas de estudo.

7. REFERÊNCIAS

- AGUIRRE, A. F. L.; NOGUEIRA, D. A.; BEIJO, L. A. Análise da temperatura máxima de Piracicaba (SP) via distribuição GEV não estacionária: uma abordagem bayesiana. *Revista Brasileira de Climatologia*, v. 27, p. 496-517, 2020. DOI: 10.5380/abclima.v27i0.73763
- ALENTORN, A.; MARKOSE, S. Generalized Extreme Value Distribution and Extreme Economic Value at Risk (EE-VaR). In: *Computational Methods in Financial*

- Engineering**. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, 2007. p. 47–71. DOI: 10.1007/978-3-540-77958-2_3
- ARAÚJO, H. S.; SABBAG, O. J.; LIMA, B. T. M.; ANDRIGHETTO, C.; RUIZ, U. dos S. Aspectos econômicos da produção de bovinos de corte. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v. 42, n. 1, p. 82–89, 16 mar. 2012.
- ATKESON, A. **What Will Be the Economic Impact of COVID-19 in the US? Rough Estimates of Disease Scenarios**. Cambridge, MA: [s.n.]. DOI: 10.3386/w26867 .doi 10.3386/w26867
- BAKO, S. S.; ADAM, M. B.; FITRIANTO, A. Impact of Dependence on Parameter Estimates of Autoregressive Process with Gumbel Distributed Innovation. **MATEMATIKA: Malaysian Journal of Industrial and Applied Mathematics**, v. 34, n. 2, p. 365-380, 2018. DOI: 10.11113/MATEMATIKA.V34.N2.941
- BALI, T. G. The generalized extreme value distribution. **Economics Letters**, v. 79, n. 3, p. 423-427, 2003. DOI: 10.1016/S0165-1765(03)00035-1
- BAUTISTA, E. A. L.; ZOCCHI, S. S.; ANGELOCCI, L. R. Fitting the generalized extreme value distribution (GEV) to the maximum wind speed data in Piracicaba, São Paulo, Brazil. **Revista Matemática e Estatística**, v. 22, n. 1, p. 95-111, 2004.
- BEIJO, L. A.; AVELAR, F. G. Distribuição generalizada de valores extremos no estudo de dados climáticos uma breve revisão e aplicação. **Revista da Estatística da Universidade Federal de Ouro Preto**, v. 1, n. 1, p. 10-16, 2011.
- BEIRLANT, J.; TEUGELS, J. L.; VYNCKIER, P. Extremes in Non-Life Insurance. In: **Extreme Value Theory and Applications**. Boston, MA: Springer US, 1994. p. 489-510. DOI: 10.1007/978-1-4613-3638-9_30
- BELONI, T.; ALONSO, M. P. Relação entre preço da carne bovina e do animal comercializado em Cuiabá, MT. **Revista IPEcege**, v. 3, n. 2, p. 26-37, 2017. DOI: 10.22167/r.ipecege.2017.2.26
- CARRER, M. J.; SILVEIRA, R. L. F. da; SOUZA FILHO, H. M. de; VINHOLIS, M. de M. B. Fatores determinantes do uso de instrumentos de gestão de risco de preço por pecuaristas de corte do Estado de São Paulo. **Ciência Rural**, v. 43, n. 2, p. 370-376, 2013. DOI: 10.1590/S0103-84782013000200030
- CARUSO SACHS, R. C.; PINATTI, E. Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do boi magro na pecuária de corte paulista, no período de 1995 a 2006. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 5, n. 3, p. 329-352, 2015. DOI: 10.25070/rea.v5i3.108
- COLES, S. **An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values**. London: Springer London, 2001. DOI: 10.1007/978-1-4471-3675-0
- COMBES, C.; DUSSAUCHOY, A. Generalized extreme value distribution for fitting opening/closing asset prices and returns in stock-exchange. **Operational Research**, v. 6, n. 1, p. 3-26, 2006. DOI: 10.1007/BF02941135
- DILL, M. D.; DALLA CORTE, V. F.; BARCELLOS, J. O. J.; CANOZZI, M. E. A.; OLIVEIRA, T. E. de. Análise comparativa da competitividade do Brasil e EUA no mercado internacional da carne bovina. **Revista Ceres**, v. 60, n. 6, p. 765-771, 2013. DOI: 10.1590/S0034-737X2013000600004
- GILLELAND, E.; KATZ, R. W. **extRemes 2.0: An Extreme Value Analysis Package in R**. **Journal of Statistical Software**, v. 72, n. 8, p. 1-39, 2016. DOI: 10.18637/jss.v072.i08
- GOULART, R. **Ciclo pecuário**. Scot Consultoria, 2010. Disponível em: < https://www.scotconsultoria.com.br/noticias/artigos/21788/ciclo-pecuario.htm >. Acesso em: 4 de fevereiro de 2020.
- GOULDBY, B.; WYNOLL, D.; PANZERI, M.; FRANKLIN, M.; HUNT, T.; HAMES, D.; TOZER, N.; HAWKES, P.; DORNBUSCH, U.; PULLEN, T. Multivariate extreme value modelling of sea conditions around the coast of England. **Proceedings of the Institution of Civil Engineers - Maritime Engineering**, v. 170, n. 1, p. 3-20, 2017. DOI: 10.1680/jmaen.2016.16
- HARTMANN, M.; MOALA, F. A.; MENDONÇA, M. A. Estudo das precipitações máximas anuais em Presidente Prudente. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 26, n. 4, p. 561-568, 2011. DOI: 10.1590/S0102-77862011000400006
- JENKINSON, A. F. The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements. **Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society**, v. 81, n. 348, p. 158-171, 1955. DOI: 10.1002/qj.49708134804
- LINO, F. **Você conhece o ciclo pecuário?** Irancho, 2021. Disponível em: < https://www.irancho.com.br/voce-conhece-o-ciclo-pecuario/ >. Acesso em: 5 de maio de 2021.
- MORETTI, A. R.; MENDES, B. DE M. Medindo a Influência do Mercado Americano nas Interdependências Observadas na América Latina. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 3, n. 1, p. 123-137, 2005.
- MOSCIARO, L. E. V.; DOS SANTOS, J. A.; OLIVEIRA, R. A. Análise do comportamento da base na comercialização do milho da praça manaus-am em relação a Campinas-SP. **Revista de Administração da UEG**, v. 8, n. 3, p. 45-57, 2017.
- NAKAJIMA, J.; KUNIHAMA, T.; OMORI, Y.; FRUWIRTH-SCNATER, S. Generalized extreme value distribution with time-dependence using the AR and MA models in state space form. **Computational Statistics & Data Analysis**, v. 56, n. 11, p. 3241-3259, 2012. DOI: 10.1016/j.csda.2011.04.017
- PEREIRA, H. R.; MESCHIATTI, M. C.; PIRES, R. C. de M.; BLAIN, G. C. On the performance of three indices of agreement: An easy-to-use r-code for calculating the willmott indices. **Bragantia**, v. 77, n. 2, p. 394-403, 2018. DOI: 10.1590/1678-4499.2017054
- QUADROS, L. E. DE; QUEIROZ, M. M. F. DE; BOAS, M. A. V. Distribuição de frequência e temporal de chuvas intensas. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v. 33, n. 3, p. 401-410, 2011. DOI: 10.4025/actasciagron.v33i3.6021
- R CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing, 2020**. ISBN 3-900051-07-0. Viena, Austria. Disponível em: < https://www.R-project.org/ >
- RITZ, C.; STREIBIG, J. C. (Eds.). **Nonlinear Regression with R**. New York, NY: Springer New York, 2009. DOI: 10.1007/978-0-387-09616-2
- SALLES, T. T.; NOGUEIRA, D. A.; BEIJO, L. A.; SILVA, L. F. da. Bayesian approach and extreme value theory in

- economic analysis of forestry projects. **Forest Policy and Economics**, v. 105, p. 64-71, 2019. DOI: 10.1016/j.forpol.2019.05.021
- SANSIGOLO, C. A. Distribuições de extremos de precipitação diária, temperatura máxima e mínima e velocidade do vento em Piracicaba, SP (1917-2006). **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 23, n. 3, p. 341-346, 2008. DOI: 10.1590/s0102-77862008000300009
- SHIKIDA, C.; PAIVA, G. L.; ARAÚJO JUNIOR, A. F. Structural breaks in the cattle price series in the State of São Paulo, Brazil. **Economia Aplicada**, v. 20, n. 2, p. 265, 2016. DOI: 10.11606/1413-8050/ea137759
- SOUSA LIRA, J. M.; GOMES SALGADO, E.; ALBERTO BEIJO, L. ARIMA models as an alternative to predict the diffusion of the ISO 14001 standard in Europe. **Journal of Environmental Planning and Management**, v. 63, n. 2, p. 275-286, 2020. DOI: 10.1080/09640568.2019.1577721
- SOUSA LIRA, J. M.; SALGADO, E. G.; BEIJO, L. A. Which factors does the diffusion of ISO 50001 in different regions of the world is influenced? **Journal of Cleaner Production**, v. 226, p. 759-767, 2019. DOI: 10.1016/j.jclepro.2019.04.127
- STEPHENSON, A. G. evd: Extreme Value Distributions. **R News**, v. 2, n. 2, p. 31-32, 2002.
- ZAMBRANO-BIGIARINI, M. **hydroGOF: Goodness-of-fit functions for comparison of simulated and observed hydrological time series**. DOI: 10.5281/zenodo.839854