

Avaliação da prorrogação do prazo de resposta aos pedidos de acesso à informação por meio de regressão binária com função de ligação *logit*

Breno G. Silva¹, Vitor H. Nasu^{1†}, Maiara Sasso², Yana M. Borges³, Brian A. R. Melo⁴

¹Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” - ESALQ/USP

²Universidade de São Paulo e Faculdade FIPECAFI

³Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Amazonas

⁴Universidade Estadual de Maringá

Resumo: O presente estudo tem como objetivo analisar os fatores determinantes da prorrogação do prazo de resposta dos pedidos de acesso à informação de órgãos e entidades públicas. Os dados foram coletados na plataforma Fala.Br, gerenciada pela Controladoria-Geral da União (CGU). Ao todo, 1.064.978 observações, referentes ao período de maio de 2012 a setembro de 2021, foram analisadas e a variável dependente indica se o prazo de resposta ao pedido foi prorrogado ou não. Em virtude da característica de binaridade dessa variável, os dados foram analisados por meio de modelo de regressão binária. A adequabilidade do modelo foi avaliada via teste de Hosmer-Lemeshow, o qual não apontou problemas de ajuste. Como principais resultados, destaca-se que o canal pelo qual o pedido foi realizado, a esfera do pedido e o seu ano foram significativos para explicar a prorrogação do prazo. Mais especificamente, constatou-se que o canal Online, em relação ao Offline, possui maior chance de prorrogação. A esfera Federal, comparativamente à Não-federal, possui maior chance de prorrogar o prazo de resposta aos pedidos. Quanto ao ano, averiguou-se que a chance de prorrogação de 2015 e 2016 não foi diferente quando se compara com o ano de 2012 (baseline). Além disso, com exceção do ano de 2014 (odds ratio = 0,89), percebeu-se uma maior chance de prorrogação ao longo do período analisado (odds ratio > 1,00). Futuras investigações podem examinar mais detalhadamente os anos de 2014, 2015 e 2016 para entender melhor este comportamento diferente.

Palavras-chave: Prorrogação; Acesso à informação; Transparência passiva; Órgãos e entidades públicas; Regressão logística.

Abstract: This study aims to analyze the factors that determine the extension of the deadline for responding to requests for access to information from public sector entities. Data were collected from the Fala.Br platform, managed by the Controladoria-Geral da União (CGU). A total of 1,064,978 observations, referring to the period from May 2012 to September 2021, were analyzed and the dependent variable indicates whether the deadline for responding to the request was extended or not. Due to the binary characteristic of this variable, data were analyzed using a binary regression model. The model's suitability was evaluated using the Hosmer-Lemeshow test, which did not show any adjustment problems. As main results, it is highlighted that the channel through which the request was made, the sphere of the request, and its year were relevant to explain the extension of the deadline. More specifically, it was found that the Online channel, in relation to the Offline one, has a greater chance of extension. The Federal sphere, compared to the Non-federal one, has a greater chance of extending the deadline as well. As for the year, it was found that the chance of extension of 2015 and 2016 was no different when compared to 2012 (baseline). In addition, except for 2014 (odds ratio = 0.89), there was a greater chance of extension over the analyzed period (odds ratio > 1.00). Future investigations may examine in more detail the years of 2014, 2015, and 2016 to better understand this different behavior.

Keywords: Extension; Access to information; Passive transparency; Public sector entities; Logistic regression.

† Autor correspondente: brenogsilva@usp.br.

Introdução

O acesso às informações de órgãos e entidades públicas tem despertado maior atenção, entre cidadãos e na comunidade acadêmica, especialmente na última década com a aprovação da Lei nº 12.527/11 (BRASIL, 2011), também conhecida como Lei de Acesso à Informação (LAI). Previamente à LAI, o direito de acesso a informações dessas entidades já estava previsto na Constituição Federal (BRASIL, 1988). Porém, Paes (2014) explica que as normas referentes a esse direito se encontravam esparsas e que não era incomum tais normas tratarem sobre o assunto de modo tangencial. Por este motivo, a LAI representa um passo significativo na regulamentação de um direito constitucional brasileiro e na busca por maior transparência das ações governamentais.

Por se tratar de um direito do cidadão e do coletivo, as demandas de informações são percebidas como legítimas e a solicitação para o seu acesso não precisa apresentar motivação. Há canais especializados para o recebimento dessas solicitações e capacitação contínua dos servidores e outros agentes públicos responsáveis por operacionalizar o processo (CONTROLADORIA-GERAL DA UNIÃO, 2011). As determinações da LAI discorrem sobre essas premissas e definem que as informações sobre órgãos e entidades públicas devem ser disponibilizadas em local de fácil acesso, de modo compreensível e imediato, quando possível.

Mais do que vigorar, é preciso acompanhar o cumprimento da LAI. Partindo deste motivo, estudos anteriores examinaram a LAI em distintos contextos. Raupp e Pinho (2016), por exemplo, avaliaram o atendimento à LAI pelas câmaras de municípios com população superior a 300.000 habitantes. Michener, Contreras e Niskier (2018) estudaram a LAI cinco anos após a sua vigência. Cruz, Silva e Spinelli (2016) investigaram o papel das controladorias-gerais dos municípios na promoção da transparência. Silva e Bruni (2019) analisaram a relação entre variáveis sociodemográficas e a transparência passiva. E Peres, Sasso, Paula e Varela (2020) visaram compreender a associação entre as características dos solicitantes de acesso à informação e o tipo de resposta fornecido pelos órgãos e entidades públicas.

Essa literatura trouxe valiosos achados que concorrem para a obtenção de uma melhor perspectiva acerca da efetividade da LAI. Múltiplos aspectos foram analisados, incluindo aqueles que envolvem o tempo de resposta aos pedidos (HUBER; CRUZ, 2000; MICHENER; CONTRERAS; NISKIER, 2018). Ressalta-se que a LAI determina que a resposta deve ser fornecida em até 20 dias a partir do recebimento da solicitação, prorrogáveis por mais dez sob justificativa do órgão ou entidade pública (BRASIL, 2011). Uma lacuna que permanece na literatura é a análise desta prorrogação. Em se tratando de eficiência, a prorrogação pode representar um indicativo de quão preparada o órgão ou a entidade governamental está para atender às demandas dos cidadãos ou pode dar indício da complexidade da informação solicitada. Por estas razões, o presente estudo tem como objetivo analisar os fatores determinantes da prorrogação do prazo de resposta aos pedidos de acesso à informação de órgãos e entidades públicas.

Material e métodos

Os dados foram coletados na plataforma Fala.BR (CONTROLADORIA-GERAL DA UNIÃO, 2021). Esta plataforma é administrada pela Controladoria-Geral da União (CGU) e contempla dados de pedidos de acesso à informação desde o início da vigência da LAI, em maio de 2012, sendo atualizada diariamente e cujos dados estão disponíveis de forma pública. O download dos dados foi feito no dia 16 de setembro de 2021.

Após a coleta, o banco de dados foi tratado em três etapas. Em primeiro lugar, foram excluídas as variáveis que não eram de interesse da presente pesquisa. Desta forma, permaneceram no banco de dados as variáveis de prorrogação do prazo de resposta ao pedido de acesso à informação (PRG), canal pelo qual foi feito o pedido (CNL), esfera na qual o pedido deve ser respondido (ESF) e ano do pedido (ANO). A Tabela 1 mostra os detalhes das variáveis deste estudo.

Tabela 1 - Variáveis da pesquisa

Sigla	Descrição	Mensuração
PRG	Se o prazo de resposta ao pedido foi prorrogado ou não	1 = Sim ou 0 = Não.
CNL	Canal pelo qual o pedido foi realizado	Carta, E-mail, Instagram, Internet, Outros, Presencial, Telefone ou WhatsApp.
ESF	Esfera do pedido	Serviços Autônomos, Municipal, Estadual ou Federal.
ANO ¹	Ano em que o pedido foi realizado	2012 a 2021.

Nota. ¹O ano de 2012 contempla dados a partir de maio de 2012 e o ano de 2021 contém dados até a data do download dos dados (16 de setembro de 2021). Por isso, os resultados obtidos devem ser interpretados com cautela e à luz destas limitações.

O segundo tratamento efetuado no banco de dados foi a exclusão dos pedidos em trâmite. Optou-se por analisar somente os pedidos que apresentaram o ciclo completo. Isto é, desde o registro de sua entrada até o provimento da resposta pelo órgão ou entidade pública. Logo, das 1.069.834 (100,00%) observações iniciais, foram eliminadas 4.856 (0,45%) e, conseqüentemente, restaram 1.064.978 (99,55%) observações.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas das variáveis da pesquisa

Variável	Categoria	Prorrogação				Total	
		0: Não		1: Sim		n	%
		n	%	n	%		
CNL	Carta	21	75	7	25	28	100
	E-mail	560	82,23	121	17,77	681	100
	Instagram	1	100	0	0	1	100
	Internet	912.220	87,23	133.556	12,77	1.045.776	100
	Presencial	17.339	94,8	952	5,2	18.291	100
	Telefone	91	91,92	8	8,08	99	100
	WhatsApp	31	88,57	4	11,43	35	100
	Outros	59	88,06	8	11,94	67	100
ESF	Serviços Autônomos	436	99,77	1	0,23	437	100
	Municipal	1.089	91,21	105	8,79	1.194	100
	Estadual	442	88,05	60	11,95	502	100
	Federal	928.355	87,35	134.490	12,65	1.062.845	100
ANO	2012	50.245	91	4.967	9	55.212	100
	2013	77.834	89,81	8.827	10,19	86.661	100
	2014	82.298	91,3	7.845	8,7	90.143	100
	2015	92.442	90,26	9.980	9,74	102.422	100
	2016	100.544	90,21	10.914	9,79	111.458	100
	2017	108.432	89,77	12.358	10,23	120.790	100
	2018	113.103	88,84	14.209	11,16	127.312	100
	2019	113.970	88,4	14.955	11,6	128.925	100
	2020	122.623	79,64	31.344	20,36	153.967	100
	2021	68.831	78,14	19.257	21,86	88.088	100

A terceira e última etapa de tratamento do banco de dados teve origem na análise das estatísticas descritivas, reportadas na Tabela 2. Em relação à variável CNL, a maior parte dos pedidos foi feita via Internet (912.220 pedidos não prorrogados e 133.556 prorrogados) e por meio presencial (17.339 pedidos não prorrogados e 952 prorrogados). Quanto à variável ESF, nota-se que os pedidos estão concentrados na esfera Federal (928.355 pedidos não prorrogados e 134.490 prorrogados). Esta concentração pode ser compreendida pelo fato de que os órgãos e as entidades públicas não-federais possuem a discricionariedade para aderir à plataforma Fala.BR, uma vez que esses podem receber e gerenciar os pedidos por meio de suas próprias plataformas e recursos.

Diante destas análises, foi decidido remover a categoria Outros da variável CNL devido ao seu pouco poder explicativo. Em complementação, o restante das categorias da variável CNL foi agrupado da seguinte maneira: Carta, Presencial e Telefone passaram a compor o canal Offline e E-mail, Instagram, Internet e WhatsApp passaram a representar o canal Online. Este processo de agrupamento também foi aplicado à variável ESF. Serviços Autônomos, Municipal e Estadual passaram a compor a categoria Não-federal. Deste modo, a Tabela 3 mostra as estatísticas descritivas após estas modificações.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas após modificações

Variável	Categoria	Prorrogação				Total	
		0: Não		1: Sim		n	%
		n	%	n	%		
CNL	Online	912.812	87,23	133.681	12,77	1.046.493	100
	Offline	17.451	94,75	967	5,25	18.418	100
ESF	Não-federal	1.967	92,22	166	7,78	2.133	100
	Federal	928.355	87,35	134.490	12,65	1.062.845	100
ANO	2012	50.245	91	4.967	9	55.212	100
	2013	77.834	89,81	8.827	10,19	86.661	100
	2014	82.298	91,3	7.845	8,7	90.143	100
	2015	92.442	90,26	9.980	9,74	102.422	100
	2016	100.544	90,21	10.914	9,79	111.458	100
	2017	108.432	89,77	12.358	10,23	120.790	100
	2018	113.103	88,84	14.209	11,16	127.312	100
	2019	113.970	88,4	14.955	11,6	128.925	100
	2020	122.623	79,64	31.344	20,36	153.967	100
	2021	68.831	78,14	19.257	21,86	88.088	100

Posteriormente às etapas de tratamento do banco de dados e análise das frequências, procedeu-se à modelagem estatística. Consistentemente com o objetivo do estudo, considerou-se a variável PRG como dependente e as variáveis CNL, ESF e ANO como independentes. Em adição, em decorrência da forma de mensuração da variável PRG (binária), foi necessário considerar um tipo de modelo que acomodasse tal característica.

Na literatura, dentre as possibilidades de se realizar uma modelagem estatística no contexto binário, o modelo de regressão binária com função de ligação *logit*, também chamado de modelo de regressão logística, se destaca por sua flexibilidade e facilidade de interpretação (BENDER FILHO; BAGOLIN, 2014). De acordo com Giolo (2017), este modelo é comumente utilizado para evidenciar informações oriundas da relação de dependência entre uma variável binária e uma ou um conjunto de variáveis explicativas, podendo ser qualitativas ou quantitativas. O modelo de regressão binária pode ser expresso conforme a Equação (1) e Equação (2), apresentadas a seguir, e tem por finalidade modelar o valor médio da variável dependente (probabilidade de sucesso) condicional aos valores da(s) covariável(eis):

$$Y_i | x_i \stackrel{iid.}{\sim} \text{Ber}(p_i), \quad i=1, \dots, n \quad (1)$$

$$p_i = E[Y_i | x_i] = h(\mathbf{x}, \boldsymbol{\beta}), \quad (2)$$

Quanto às especificidades associadas à Equação (1), tem-se que $\mathbf{Y} = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)^T$ diz respeito a um vetor de dimensão $n \times 1$ de variáveis aleatórias dicotômicas independentes que tem distribuição de Bernoulli (p_i), sendo p_i uma probabilidade, $\mathbf{x}_i = (x_{i1}, \dots, x_{ik})^T$ refere-se aos vetores que contêm as variáveis explicativas associadas à construção da matriz $\mathbf{X} = [\mathbf{1}, \mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_k]$ do modelo (sendo $i = 1, \dots, n$, onde o vetor $\mathbf{1}$ tem dimensão $n \times 1$) e $\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)^T$ corresponde ao vetor de parâmetros desconhecidos, de dimensão $(k + 1)$, das variáveis regressoras. Nesse sentido, pode-se pensar em uma função de ligação que relacione a média da variável resposta (no caso, PRG) às covariáveis do estudo (no caso, CNL, ESF e ANO). Dentre as funções de ligação que podem ser utilizadas neste contexto, tem-se a função *logit*, a qual está especificada na Equação (3):

$$g(p_i) = \text{logit}(p_i) = \log\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} = \eta_i \quad (3).$$

A função *logit* é definida pelo logaritmo da probabilidade de sucesso dividida pela probabilidade do insucesso (logaritmo da chance), que é igual à combinação linear $\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}$, também chamada de preditor linear η_i . Ainda, observa-se, na Equação (3), que a chance pode ser obtida a partir do exponencial do preditor linear, isto é, e^{η_i} , como visto na Equação (4) a seguir:

$$\frac{p_i}{1-p_i} = e^{\eta_i} \quad (\text{Chance}). \quad (4).$$

No que diz respeito à análise diagnóstica de modelos de regressão logística, o teste de Hosmer-Lemeshow é amplamente empregado para avaliar a sua adequabilidade, no qual a hipótese nula é expressa por H_0 : as proporções observadas e esperadas são as mesmas ao longo da amostra. Logo, verifica-se se as taxas de eventos observadas correspondem às taxas de eventos esperadas em subgrupos da população, onde a estatística de teste segue, assintoticamente, uma distribuição χ^2 , com $G - 2$ graus de liberdade, sendo G o número de grupos (HOSMER; LEMESHOW; STURDIVANT, 2013). A estatística do teste é expressa pela Equação (5):

$$H = \sum_{g=1}^G \left(\frac{(O_{1g} - E_{1g})^2}{E_{1g}} + \frac{(O_{0g} - E_{0g})^2}{E_{0g}} \right) = \sum_{g=1}^G \left(\frac{(O_{1g} - E_{1g})^2}{N_g \pi_g} + \frac{(N_g - O_{1g} - (N_g - E_{1g}))^2}{N_g (1 - \pi_g)} \right) = \sum_{g=1}^G \frac{(O_{1g} - E_{1g})^2}{N_g \pi_g (1 - \pi_g)} \quad (5).$$

Nesta, assintoticamente, $H \sim \chi_{G-2}^2$ e com O_{1g} , E_{1g} , O_{0g} , E_{0g} , N_g e π_g representando, respectivamente, os eventos $Y=1$ observados, os eventos $Y=1$ esperados, os eventos $Y=0$ observados, os eventos $Y=0$ esperados, as observações totais e o risco previsto para o g -ésimo grupo, sendo G o número de grupos (HOSMER; LEMESHOW; STURDIVANT, 2013). Uma vez determinados o tipo de modelagem e o teste para examinar a sua adequabilidade, especifica-se, na Equação (6), o modelo de regressão binária da pesquisa:

$$\text{logit}(p_{ijk}) = \alpha + \beta_i + \gamma_j + \lambda_k, \text{ com } i = 1,2; j = 1,2; k = 1, \dots, 9, \quad (6)$$

em que, α é o efeito global, β o efeito do canal de solicitação, γ o efeito da esfera do pedido e λ o efeito do ano. Por fim, indica-se que, neste trabalho, as análises estatísticas foram realizadas no software R versão 4.0.2 (R CORE TEAM, 2020).

Resultados

A análise diagnóstica realizada por meio do teste de Hosmer-Lemeshow ($\chi^2_7 = 2,51$; $p = 0,93$) apontou que não houve problemas de adequabilidade do modelo ao não se rejeitar a hipótese nula de que as proporções observadas e esperadas são as mesmas para a amostra analisada. Este resultado confere maior confiabilidade às estimativas reportadas, as quais estão sendo apresentadas na Tabela 4.

Tabela 4 - Resultados do modelo de regressão binária

Variáveis ^A	Estimativas	Erro-padrão	^B Odds Ratio (^C IC de 95% de Confiança)	Valor-p	Odds Ratio (em relação ao ano anterior)
Intercepto	-4,14	0,08	0,015 (0,013; 0,018)	< 0,0001	-
CNL - Online	0,73	0,03	2,08 (1,94; 2,22)	< 0,0001	-
ESF - Federal	1,17	0,08	3,25 (2,78; 3,82)	< 0,0001	-
ANO - 2013	0,08	0,02	1,09 (1,05; 1,13)	< 0,0001	1,08
ANO - 2014	-0,1	0,02	0,89 (0,86; 0,93)	< 0,0001	0,84
ANO - 2015	0,01	0,02	1,01 (0,97; 1,05)	0,42	1,12
ANO - 2016	0,01	0,02	1,02 (0,98; 1,05)	0,3	1
ANO - 2017	0,06	0,02	1,07 (1,03; 1,10)	< 0,0001	1,05
ANO - 2018	0,16	0,02	1,17 (1,13; 1,22)	< 0,0001	1,11
ANO - 2019	0,2	0,02	1,23 (1,19; 1,27)	< 0,0001	1,04
ANO - 2020	0,87	0,02	2,39 (2,32; 2,47)	< 0,0001	1,95
ANO - 2021	0,97	0,02	2,66 (2,57; 2,75)	< 0,0001	1,11

Nota. ^AA categoria de referência (baseline) da variável CNL é a Offline, a da variável ESF é a Não-federal e a da variável ANO é 2012. ^BOdds ratio = Razão de chances. ^CIC = Intervalo de confiança.

Em relação à variável CNL, constata-se que os pedidos realizados por meio do canal Online (E-mail, Instagram, Internet e WhatsApp) possuem uma chance de 2,08 vezes maior do que o canal Offline (Carta, Presencial e Telefone) de apresentar prorrogação. Este resultado sugere que os canais tradicionais, principalmente o pedido de forma presencial, geram respostas dos órgãos e das entidades públicas dentro do prazo de 20 dias (prazo não prorrogado).

No que tange à variável ESF, verifica-se que, quando comparada à esfera Não-federal, a esfera Federal possui uma chance maior de prorrogação do prazo de resposta aos pedidos de acesso à informação (*Odds ratio* = 3,25; $p < 0,01$). Logo, este achado aponta que há espaço para aprimoramento, em termos de prazo de resposta, por parte das instituições que recebem pedidos via esfera Federal, já que, comparativamente à esfera Não-federal, há maior chance de os pedidos serem prorrogados.

Quanto à variável ANO, nota-se que 2015 e 2016 não apresentaram estimativas significantes ($p > 0,05$) comparativamente ao ano de 2012 (baseline). Além disso, com exceção do ano de 2014, todos os outros apresentaram uma razão de chances acima de 1,00. Estes resultados sustentam que, na comparação com 2012, a chance de prorrogação é maior. Destacam-se os anos de 2020 e 2021 cujas razões de chances são,

respectivamente, 2,39 e 2,66. Observa-se, ao longo dos anos, um crescimento da razão de chances, o que sugere uma maior chance de prorrogação do prazo de resposta aos pedidos de acesso à informação.

Por fim, no que se refere à chance de prorrogação de prazo de um ano em relação ao anterior (última coluna da Tabela 4), a qual foi obtida pelo exponencial da diferença entre os parâmetros estimados dos anos comparativos (segunda coluna da Tabela 4), observa-se uma redução da chance de prorrogação de prazo no ano de 2014 comparado com o ano de 2013 (*Odds ratio* = 0,84) em relação à comparação de 2013 com 2012 (*Odds ratio* = 1,08). No que tange ao ano de 2016, a chance de prorrogação permaneceu constante em relação a 2015 (*Odds ratio* = 1,00). Em adição, é notório o aumento de 95% na chance de prorrogação de prazo de 2020 em relação a 2019 (*Odds ratio* = 1,95). Uma potencial explicação para este achado é a pandemia da COVID-19, a qual pode ter impactado de forma a atrasar o processo de resposta aos pedidos de acesso à informação. De 2021 para 2020 (*Odds ratio* = 1,11), houve um aumento de 11% sobre uma chance já cumulativamente elevada. Considerando que em 2021 a pandemia ainda estava ativa, as dificuldades relativas à resposta aos pedidos continuaram e, portanto, a chance de prorrogação aumentou.

Conclusões

O presente estudo buscou analisar os fatores determinantes da prorrogação do prazo de resposta aos pedidos de acesso à informação a partir de dados provenientes da plataforma Fala.BR. Ao todo, foram examinadas 1.064.978 observações ao longo dos anos de 2012 a 2021 por meio de modelo de regressão binária com função de ligação *logit*. Para avaliar a sua adequabilidade, empregou-se o teste de Hosmer-Lemeshow, o qual não evidenciou problemas de ajuste. Deste modo, ao observar as estimações do modelo, constatou-se que as três variáveis explicativas foram relevantes para determinar a prorrogação do prazo de resposta aos pedidos de acesso à informação. Especificamente, notou-se que o canal Online, em relação ao Offline, possui maior chance de prorrogação, bem como a esfera Federal em relação à Não-federal. Finalmente, com exceção de 2014, percebeu-se que houve uma maior chance de prorrogação do prazo de resposta aos pedidos ao longo do tempo.

Referências

BENDER FILHO, R.; BAGOLIN, I. P. Determinantes da permanência na condição de pobreza crônica na Cidade de Porto Alegre: aplicação do Modelo Logit Multinomial. *Ensaios FEE*, v. 35, n. 2, p. 467–494, 2014.

BRASIL. Lei no 12.527, de 18 de novembro de 2011: Regula o acesso a informações previsto no inciso XXXIII do art. 5º, no inciso II do § 3º do art. 37 e no § 2º do art. 216 da Constituição Federal; altera a Lei no 8.112, de 11 de dezembro de 1990; revoga a Lei... *Diário Oficial da União*, Brasília, 2011. Recuperado de: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2011/lei/112527.htm.

CONTROLADORIA-GERAL DA UNIÃO. Acesso à informação pública: uma introdução à Lei no 12.527, de 18 de novembro de 2011. Brasília: [s. n.], 2011. Recuperado de: www.cgu.gov.br.

CONTROLADORIA-GERAL DA UNIÃO. Download de Dados LAI. Brasília: [s. n.], 2021. Recuperado de: <https://falabr.cgu.gov.br/publico/DownloadDados/DownloadDadosLai.aspx>.

CRUZ, M. do C. M. T.; SILVA, T. A. B.; SPINELLI, M. V. O papel das controladorias locais no cumprimento da Lei de Acesso à Informação pelos municípios brasileiros. *Cadernos EBAPE.BR*, v. 14, n. 3, p. 721–743, 2016. Recuperado de: <https://doi.org/10.1590/1679-395131556>.

GIOLO, S. R. *Introdução à análise de dados categóricos com aplicações*. São Paulo: Blucher, 2017.

HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S.; STURDIVANT, R. X. Applied logistic regression. 3. ed. [S. l.]: Wiley, 2013. (Wiley Series in Probability and Statistics). Recuperado de: <https://doi.org/10.1002/9781118548387>.

HUBER, J. T.; CRUZ, J. M. Information needs and information-seeking behaviors of HIV positive men and women. *Medical Reference Services Quarterly*, v. 19, n. 3, p. 39–48, 2000. Recuperado de: https://doi.org/10.1300/J115v19n03_03.

MICHENER, G.; CONTRERAS, E.; NISKIER, I. Da opacidade à transparência? Avaliando a Lei de Acesso à Informação no Brasil cinco anos depois. *Revista de Administração Pública*, v. 52, n. 4, p. 610–629, 2018. Recuperado de: <https://doi.org/10.1590/0034-761220170289>.

PAES, E. B. A construção da Lei de Acesso à Informação pública no Brasil: desafios na implementação de seus princípios. *Revista do Serviço Público*, v. 62, n. 4, p. 407–423, 2014. Recuperado de: <https://doi.org/10.21874/rsp.v62i4.80>.

PERES, L. N. et al. Transparência passiva do governo federal brasileiro: o mesmo acesso para todos? *Revista Universo Contábil*, v. 16, n. 3, p. 140–159, 2020. Recuperado de: <https://doi.org/10.4270/ruc2020319>.

R CORE TEAM. R: a language and environment for statistical computing. Vienna, AT: R Foundation for Statistical Computing, 2020.

RAUPP, F. M.; PINHO, J. A. G. de. Review of passive transparency in Brazilian city councils. *Revista de Administração*, v. 51, n. 3, p. 288–298, 2016. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.rausp.2016.02.001>.

SILVA, W. A. de O. e; BRUNI, A. L. Variáveis socioeconômicas determinantes para a transparência pública passiva nos municípios brasileiros. *Revista de Administração Pública*, v. 53, n. 2, p. 415–431, 2019. Recuperado de: <https://doi.org/10.1590/0034-761220170383>.