



Universidade de Brasília
Departamento de Estatística

Estudo da adesão a políticas públicas por municípios brasileiros por meio de
modelo de regressão bivariado via cópula de Clayton

Breno Sanchi Cardoso do Amaral

Relatório apresentado para o Departamento de Estatística da Universidade de Brasília como parte dos requisitos necessários para obtenção do grau de Bacharel em Estatística.

Brasília
2025

Breno Sanchi Cardoso do Amaral

**Estudo da adesão a políticas públicas por municípios brasileiros por meio de
modelo de regressão bivariado via cópula de Clayton**

Orientador(a): Profa. Juliana Betini Fachini Gomes

Relatório apresentado para o Departamento de Estatística da Universidade de Brasília como parte dos requisitos necessários para obtenção do grau de Bacharel em Estatística.

**Brasília
2025**

Agradecimentos

À minha família, em especial aos meus pais, Cristine e Marco, aos meus irmãos, Laila e Renan, e aos meus avós, Cladir, Jurandir, Maria Helena e Nilton, por todo o amor, carinho, afeto, cuidado, apoio e incentivo que sempre me deram, sendo um pilar não só para a graduação, mas principalmente para minha formação como pessoa.

Aos meus amigos, principalmente Vitor, Vini, Bela, Enzo e Shiva, que, com seu companheirismo, apoio, amizade e momentos de descontração, foram fundamentais para minha trajetória.

Aos amigos que fiz ao longo da graduação, em especial aos que não só me apresentaram com sua amizade, mas foram verdadeiros companheiros de estudos: Ana Bia, Ana Lu, Bia, Bruno, Esmeraldo, Felipe Adriano, Gabi, Geovanna, Hugo, Iza, Letícia, Lucão, Luís, Natália Vieira, Nathália Lobo, Nina, Stefan e Tuts.

À toda equipe do DataSenado, principalmente ao meu “pai” Damião, que me acompanhou e ajudou durante toda execução deste trabalho.

Aos professores Ana Maria, Elaine, Guilherme e Thaís, por terem me motivado e por tanto terem me ensinado.

À Estat Consultoria, por ter me apresentado um ambiente alegre, agregador e enriquecedor.

À secretaria, à portaria e ao Departamento de Estatística, pelo suporte.

E, claro, à minha querida orientadora Juliana, que não só foi uma orientadora infalível, como uma verdadeira companheira durante este trabalho.

Resumo

Este trabalho se propõe a investigar o tempo que municípios brasileiros levaram para adotar duas políticas públicas: a Política Nacional de Atenção Básica — PNAB e o Programa Saúde na Escola — PSE. Para isso, utilizou-se a técnica de análise de sobrevivência por meio de modelo de regressão bivariado via cópula de Clayton.

Ajustou-se alguns modelos de regressão bivariados por meio da cópula de Clayton e observou-se seu comportamento em relação ao Critério de Informação Bayesiano — BIC, ao parâmetro da cópula e à quantidade de variáveis explicativas.

Por fim, ao verificar as estimativas dos parâmetros dos modelos ajustados, observou-se que a maioria das variáveis explicativas tiveram coeficiente positivo, o que implica que, quanto maior elas forem, menor é a probabilidade de aderir à política. Dentre elas, a de maior magnitude para os modelos detalhados foi o *orçamento total executado*, que indica o montante efetivamente utilizado pelo Ministério da Saúde, órgão associado a ambas as políticas analisadas.

Palavras-chave: cópula de Clayton; modelo de regressão bivariado; políticas públicas; PNAB; PSE.

Lista de Tabelas

1	Tabela de contingência dos municípios por status	33
2	Coeficiente de correlação de Pearson entre os tempos da PNAB e PSE por status	33
3	Medidas resumo do PIB per capita pela política e status	36
4	Medidas resumo do orçamento total executado em bilhões de reais pela política e status	38
5	Medidas resumo do taxa de veto pela política e status	39
6	Medidas resumo do orçamento discricionário autorizado em bilhões de reais pela política e status	40
7	Medidas resumo da taxa de execução do orçamento discricionário pela política e status	41
8	Medidas resumo do número de servidores pela política e status	43
9	Medidas resumo do taxa aprovação legislativa pela política e status	44
10	Medidas resumo da taxa ministerial pela política e status	45
11	Medidas de informação para cada distribuição com relação à PNAB	47
12	Medidas de informação para cada distribuição com relação ao PSE	49
13	Estimativa de modelos com uma variável explicativa para a PNAB	52
14	Pares de variáveis da PNAB com correlação forte	54
15	Estimativa de modelos com uma variável explicativa para o PSE	55
16	Pares de variáveis do PSE com correlação forte	57
17	Estimativa dos parâmetros do Modelo 1	61
18	Estimativa dos parâmetros do Modelo 2	64
19	Estimativa dos parâmetros do Modelo 3	68
20	Estimativa dos parâmetros do Modelo Univariado para a PNAB sob o Modelo 3	70
21	Estimativa dos parâmetros do Modelo Univariado para o PSE sob o Modelo 3	71
22	Estimativa dos parâmetros do Modelo 4	73

23	Estimativa dos parâmetros do Modelo Univariado para a PNAB sob o Modelo 4	75
24	Estimativa dos parâmetros do Modelo Univariado para o PSE sob o Modelo 4	76
25	Municípios por tempo e data de adesão às políticas	84
27	Probabilidade de sobrevivência estimada via Kaplan-Meier para os tempos da PNAB	88
29	Probabilidade de sobrevivência estimada via Kaplan-Meier para os tempos do PSE	89
31	Estimativa de todos os modelos com uma variável explicativa para a PNAB	90
33	Estimativa de todos os modelos com uma variável explicativa para o PSE .	91
35	Estimativa de todos os modelos de regressão univariados ajustados para a PNAB	92
37	Estimativa de todos os modelos de regressão univariados ajustados para o PSE	93
39	Estimativa de todos os modelos de regressão bivariados via cópula de Clayton ajustados	94

Lista de Figuras

1	Funções de risco da distribuição Weibull para $\alpha = 1$ e diferentes valores para γ	16
2	Função de risco da distribuição log-normal para $\mu = 0$ e $\sigma = 1$	17
3	Função de risco da distribuição log-logística para $\alpha = 1$ e $\gamma = 3$	18
4	Gráfico de dispersão dos municípios por adoção à política	31
5	Curvas de Kaplan-Meier para a PNAB e PSE	34
6	<i>Boxplots</i> do PIB per capita por política e status	36
7	<i>Boxplots</i> do orçamento total executado por política e status	37
8	<i>Boxplots</i> do taxa de veto por política e status	39
9	<i>Boxplots</i> do orçamento discricionário autorizado por política e status	40
10	<i>Boxplots</i> da taxa de execução do orçamento discricionário por política e status	41
11	<i>Boxplots</i> do número de servidores por política e status	42
12	<i>Boxplots</i> do taxa de aprovação legislativa por política e status	44
13	<i>Boxplots</i> da taxa ministerial por política e status	45
14	Curvas dos ajustes das distribuições aos tempos da PNAB	47
15	Curvas dos ajustes das distribuições aos tempos do PSE	49
16	Matriz de correlação da PNAB	53
17	Matriz de correlação do PSE	56
18	Gráfico de dispersão dos modelos de regressão bivariados via cópula de Clayton para a PNAB e PSE	59
19	Gráfico da superfície formada pela função de sobrevivência do Modelo 1 . . .	63
20	Gráfico da superfície formada pela função de sobrevivência do Modelo 2 . . .	66
21	Gráfico da superfície formada pela função de sobrevivência do Modelo 3 . . .	69
22	Gráfico dos resíduos de Cox-Snell para o Modelo Univariado para a PNAB sob o Modelo 3	70

23	Gráfico dos resíduos de Cox-Snell para o Modelo Univariado para o PSE sob o Modelo 3	71
24	Gráfico da superfície formada pela função de sobrevivência do Modelo 4 . .	74
25	Gráfico dos resíduos de Cox-Snell para o Modelo Univariado para a PNAB sob o Modelo 4	76
26	Gráfico dos resíduos de Cox-Snell para o Modelo Univariado para o PSE sob o Modelo 4	77

Sumário

1 Introdução	8
2 Referencial Teórico	11
2.1 Censura	11
2.2 Funções	12
2.2.1 Função densidade de probabilidade	12
2.2.2 Função de distribuição acumulada	12
2.2.3 Função de sobrevivência	13
2.2.4 Função de risco	13
2.2.5 Função de risco acumulada	14
2.2.6 Relação entre as funções	14
2.3 Técnicas não paramétricas – estimador de Kaplan-Meier	14
2.4 Modelos probabilísticos	15
2.4.1 Distribuição Weibull	15
2.4.2 Distribuição log-normal	16
2.4.3 Distribuição log-logística	17
2.4.4 Estimação dos parâmetros – método de máxima verossimilhança . .	18
2.5 Modelo de regressão	19
2.5.1 Modelo de regressão - Weibull	20
2.5.2 Resíduos de Cox-Snell	21
2.6 Cópulas	21
2.6.1 Cópulas arquimedianas	22
2.7 Modelo de regressão bivariado	23
2.7.1 Inferência para o modelo bivariado	24
3 Metodologia	26
3.1 Base de dados.	26
3.2 Método	27

4 Análise Descritiva	29
4.1 Política Nacional de Atenção Básica (PNAB)	29
4.2 Programa Saúde na Escola (PSE)	30
4.3 Tempo	31
4.4 PIB per capita	35
4.5 Orçamento total executado	37
4.6 Taxa de veto	38
4.7 Orçamento discricionário autorizado	40
4.8 Taxa de execução do orçamento discricionário	41
4.9 Número de servidores	42
4.10 Taxa de aprovação legislativa	43
4.11 Taxa ministerial	44
5 Modelagem	46
5.1 Ajuste da distribuição de probabilidade	46
5.1.1 PNAB	46
5.1.2 PSE	48
5.2 Ajuste univariado para uma variável explicativa	50
5.2.1 PNAB	51
5.2.2 PSE	54
5.3 Modelos de regressão bivariados via cópula de Clayton	57
5.4 Modelo 1	60
5.5 Modelo 2	64
5.6 Modelo 3	67
5.7 Modelo 3 Sem Cópula	69
5.7.1 Modelo univariado para a PNAB	70
5.7.2 Modelo univariado para o PSE	71
5.7.3 Conclusão do Modelo 3	72
5.8 Modelo 4	72

5.9 Modelo 4 Sem Cópula	75
5.9.1 Modelo univariado para a PNAB	75
5.9.2 Modelo univariado para o PSE	76
5.9.3 Conclusões do modelo	77
6 Conclusão	78
Referências	81
Apêndice	83
A Códigos	83
B Tabelas	84

1 Introdução

O Brasil é mundialmente reconhecido por sua abundância cultural e natural. Sendo o sexto mais populoso do mundo, com pouco mais de 200 milhões de habitantes, segundo o Censo de 2022, o país construiu-se de forma multiétnica. Sua população engloba desde tribos nativas anteriores à colonização, até imigrantes (e seus descendentes) oriundos da Europa, África, Oriente Médio, Extremo Oriente, etc. — gerando, sobretudo, um povo miscigenado. Além disso, o Brasil é o quinto maior país do mundo em extensão territorial, com mais de 8,5 milhões de km², contendo os mais diversos biomas e vegetações. Desde áreas pantanosas e tropicais até regiões semiáridas e frias, onde pode nevar.

Ao unir esta diversificada população à este sortido meio-ambiente, resulta em um país extremamente multicultural, onde diversos povos e regiões têm seus próprios costumes e demandas. Isso somado ao contexto histórico de séculos de exploração e violência colonial, moldou um Brasil com diversas fragilidades socioeconômicas, apresentando um grande desafio para qualquer liderança que venha a administrar a nação.

Diante deste cenário, percebe-se o quão complicado, mas ao mesmo tempo o quão importante, é para o governo federal formular políticas públicas, tornando o assunto instigante. Isso foi expresso no artigo “Mecanismos de difusão de políticas sociais no Brasil: uma análise do Programa Saúde da Família”:

...por ser uma federação altamente descentralizada, onde as esferas subnacionais de governo possuem autonomia para implementar políticas, o caso brasileiro na verdade representa uma importante unidade de análise comparativa. A emulação de políticas de controle orçamentário, transferência de renda e um conjunto diversificado de programas sociais são exemplos empíricos que configuram uma agenda de pesquisa promissora. (COÊLHO; CAVALCANTE; TURGEON, 2016).

Segundo Sorrentino et al. (2005), “a política pública pode ser entendida como um conjunto de procedimentos formais e informais que expressam a relação de poder e se destina à resolução pacífica de conflitos, assim como à construção e ao aprimoramento do bem comum”. Uma ilustração disso foram os incentivos a produção de medicamentos genéricos no Brasil. Essa medida facilitou o acesso a remédios, tal que a participação de genéricos no mercado saltou de 53 milhões de dólares americanos, em 2001, para

389 milhões, em 2005. Além disso, também foi um grande impulsionador da indústria farmacêutica nacional, com o número de empresas atuantes no ramo subindo de 16, em dezembro de 2000 para 66, em maio 2006, bem como a quantidade de medicamentos genéricos, crescendo de 563 para 10.126 no mesmo período. (QUENTAL et al., 2008)

Este trabalho propõe-se a investigar o tempo decorrido, bem como os fatores que levaram municípios brasileiros a aderirem a duas políticas públicas propostas pelo Governo Federal: a **Política Nacional de Atenção Básica (PNAB)**, instituída em 2006 e o **Programa Saúde na Escola (PSE)**, instituída em 2007. Ambas estão ligadas à área da saúde.

Diante desta exposição, algumas perguntas que se buscam responder, mesmo que parcialmente, são: Existem padrões entre municípios que adotaram determinada política? Quais características propiciam que municípios adotem (ou não) uma política? A adesão a uma política afeta a probabilidade de o município adotar outra?

Para tanto, a técnica a ser utilizada será análise de sobrevivência, ajustando um modelo de regressão por meio de cópulas. Historicamente, a análise de sobrevivência é utilizada principalmente em dados da área da saúde, estudando o tempo de vida de pacientes. No entanto, essa abordagem também vem sendo usada em outras áreas, como as ciências sociais (COLOSIMO; GIOLO, 2024).

A escolha da técnica análise de sobrevivência se deu devido a seu foco em dados longitudinais, facilitando a análise ao longo do tempo. Outro fator que se destaca é sua versatilidade, trazida pelo uso de cópulas, que, ao relacionar funções de distribuições multivariadas a partir de distribuições marginais (FACHINI, 2009), permite incorporar mais de uma variável resposta simultaneamente (neste caso, cada variável resposta é o tempo até a adesão de determinada política pública). Por fim, como nas modelagens tradicionais, há critérios para avaliar o ajuste dos modelos gerados, a fim de selecionar o mais poderoso e verificar se está suficientemente preciso. Neste trabalho, são utilizados o Critério de Informação de Akaike (AIC), Critério de Informação de Akaike Corrigido (AICc) e Critério de Informação Bayesiano (BIC).

Ao mesmo tempo, este estudo pode ser valioso para cientistas políticos, uma vez que, além de buscar uma investigação alternativa para a área das ciências sociais, também é um tema ainda pouco explorado dentro da modelagem estatística.

Este trabalho está organizado em Seções, tal que a presente Seção corresponde a Introdução; a Seção 2 — Referencial Teórico contempla a fundamentação teórica a ser utilizada; a Seção 3 — Metodologia explana a base de dados e as etapas metodológi-

cas; a Seção 4 — Análise Descritiva indica a análise exploratória das principais variáveis abordadas, além de uma descrição das duas políticas públicas estudadas; a Seção 5 — Modelagem contempla todas as etapas de modelagem trabalhadas; Por fim, a Seção 6 — Conclusão compila os principais resultados obtidos.

2 Referencial Teórico

A abordagem estatística a ser utilizada neste trabalho será a modelagem via análise de sobrevivência. Segundo Carvalho et al. (2011), “Modelos de sobrevivência podem ser definidos como uma classe de modelos quantitativos estocásticos utilizados para analisar características e fatores associados ao tempo até a ocorrência do desfecho de interesse.”. Em outras palavras, pode-se dizer que na modelagem via análise de sobrevivência, a variável resposta é o tempo até a ocorrência de determinado evento. A realização deste evento é chamada de **falha** e o intervalo entre o início da observação e a verificação do evento é chamado de **tempo de falha**.

2.1 Censura

O principal diferencial de modelos de sobrevivência para as modelagens tradicionais é sua adaptação para lidar com **censuras**. A censura ocorre quando há observações parciais de resposta (COLOSIMO; GIOLO, 2024), ou seja, não se sabe exatamente o tempo de falha. No entanto, se sabe o período de tempo em que ele está contido (seja este finito ou infinito). Diferentemente da regressão tradicional, essa informação é incorporada ao modelo e não descartada.

Quando isso ocorre, a observação em questão não representa o **tempo de falha**, e sim o **tempo de censura**. Em análise de sobrevivência, a indicação se um tempo é de falha ou de censura é dada por δ . Assim, em uma base de dados em que i indica o índice das observações, tem-se:

$$\delta_i = \begin{cases} 1, & \text{se } t_i \text{ for tempo de falha;} \\ 0, & \text{se } t_i \text{ for tempo de censura.} \end{cases}$$

Segundo Colosimo e Giolo (2024), censuras caracterizam-se pelos seguintes mecanismos:

- **Censura à direita:** É o tipo de censura mais comum. Ocorre quando o tempo de falha T ocorre após o tempo de censura T_c , ou seja, $T > T_c$. Ainda dentro da censura à direita, esta pode ter três definições:
 - **Censura aleatória:** Ocorre quando a censura é decorrente de fatores que geralmente não são controláveis. Exemplo: Um paciente se recusa a participar

da pesquisa depois de certo tempo;

- **Censura tipo I:** É quando a observação não falha até o tempo final do estudo previamente estabelecido. Comum em estudos médicos e em estudos de políticas públicas;
- **Censura tipo II:** Caracteriza-se por estudos que encerram após se atingir um determinado número de falhas preestabelecidos. Comum em estudos industriais.
- **Censura à esquerda:** Ocorre quando a falha acontece antes do tempo observado. Assim, $T < T_c$. Exemplo: Deseja-se medir o tempo que leva até que crianças aprendam a ler. No entanto, uma das crianças já sabia ler ao ser observada;
- **Censura intervalar:** Consiste quando não se conhece o momento da falha, mas sabe-se que ocorreu entre dois tempos observados T_1 e T_2 , ou seja, $T_1 < T < T_2$. Exemplo: Deseja-se observar a manifestação de uma doença de acordo com consultas mensais.

2.2 Funções

Conforme comentado anteriormente, em análise de sobrevivência, o objeto de estudo é o tempo até que o evento de interesse ocorra, representado por T . Para descrevê-lo, usa-se algumas funções que se relacionam entre si.

2.2.1 Função densidade de probabilidade

A mais familiar delas é a **função densidade de probabilidade**, $f(t)$. No contexto de análise de sobrevivência, pode ser interpretada como a probabilidade de um indivíduo falhar em um intervalo instantâneo de tempo (CARVALHO et al., 2011), representada por

$$f(t) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \epsilon)}{\epsilon}.$$

2.2.2 Função de distribuição acumulada

Naturalmente, a partir da densidade, obtém-se também a **função de distribuição acumulada**, $F(t)$. Neste caso, esta indica a probabilidade de o indivíduo falhar em dado momento t . É uma função não decrescente que varia no intervalo $[0, 1]$ e como em

análise de sobrevivência, $t \geq 0$, tem-se:

$$F(t) = \int_0^t f(x)dx.$$

2.2.3 Função de sobrevivência

Dentre as funções utilizadas em análise de sobrevivência, a principal delas é a **função de sobrevivência**, representada por $S(t)$. Esta indica a probabilidade de sobreviver **após** um dado momento t . Matematicamente,

$$S(t) = P(T > t).$$

Assim, $S(t)$ é não crescente, sendo o complementar da função de distribuição acumulada, ou seja, $S(t) = 1 - F(t)$ (COLOSIMO; GIOLO, 2024). Via de regra, tem-se $S(0) = 1$ e $\lim_{t \rightarrow \infty} S(t) = 0$. Porém, há casos em que nem todos os indivíduos são suscetíveis a falhar. Assim, diz-se que há **fração de cura** e a função de sobrevivência deve ser representada pela sua forma *imprópria* (ou *populacional*):

$$S_{pop}(t) = (1 - \omega) + \omega S(t),$$

em que $\omega \in (0, 1)$, $S_{pop}(0) = 1$ e $\lim_{t \rightarrow \infty} S_{pop}(t) = 1 - \omega$ (FACHINI, 2009).

2.2.4 Função de risco

Outra função fundamental é a **função de risco**, $h(t)$. Para Carvalho et al. (2011), “a função de risco expressa o risco instantâneo de ocorrência de um evento, dado que até então o evento não tenha ocorrido”.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \epsilon \mid T \geq t)}{\Delta t}.$$

Em geral, a função de risco é mais informativa que a função de sobrevivência (COLOSIMO; GIOLO, 2024). Isso ocorre, pois $h(t)$ pode assumir as formas constante, crescente, decrescente ou não monótona. Vale destacar que a função de risco não representa uma probabilidade e nem possui intervalo limitado, podendo assumir qualquer valor maior ou igual a zero.

2.2.5 Função de risco acumulada

De forma análoga ao que ocorre na função de distribuição acumulada, pode-se estabelecer também a **função de risco acumulada**, definida por

$$H(t) = \int_0^t h(x)dx.$$

No entanto, $H(t)$, assim como $h(t)$, não está limitada no intervalo $[0, 1]$. Assim, $H(t) \geq 0$.

2.2.6 Relação entre as funções

Todas as funções apresentadas previamente relacionam-se entre si. Conforme indicado por Colosimo e Giolo (2024), observa-se que:

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = -\frac{d}{dt} (\log[S(t)]),$$

$$H(t) = \int_0^t h(x)dx = -\log[S(t)],$$

$$S(t) = \exp(-H(t)) = \exp\left(-\int_0^t h(x)dx\right),$$

$$F(t) = 1 - S(t) = \int_0^t f(x)dx.$$

Estas relações são muito importantes e úteis, pois usando-as como base, basta conhecer uma das funções para encontrar as outras quatro.

2.3 Técnicas não paramétricas – estimador de Kaplan-Meier

Dada a importância e a relação entre as funções vistas na Seção 2.2, uma forma relevante de iniciar a análise é estimar a função de sobrevivência ($S(t)$) por métodos não paramétricos, ou seja, que não se baseiam em uma distribuição de probabilidade conhecida, considerando apenas a base de dados. Entre os métodos, destaca-se o **estimador de Kaplan-Meier**.

Proposto por Kaplan e Meier (1958), o estimador de Kaplan-Meier baseia-se na função de sobrevivência empírica, cuja fórmula é:

$$\hat{S}(t) = \frac{\text{total de indivíduos que sobreviveram ao tempo } t}{\text{total de indivíduos no estudo}}.$$

No entanto, a função de sobrevivência empírica não contabiliza censuras. Assim, quando há censuras, utiliza-se o estimador de Kaplan-Meier (COLOSIMO; GIOLO, 2024), que é definido por

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_j \leq t} \left(\frac{n_j - d_j}{n_j} \right) = \prod_{t_j \leq t} \left(1 - \frac{d_j}{n_j} \right),$$

sendo que:

- $t_1 < t_2 < \dots < t_k$: são os k tempos distintos de **falha** ordenados de forma crescente;
- n_j : é o total de indivíduos sobreviventes no tempo **imediatamente anterior** a t_j ;
- d_j : é a quantidade de falhas no intervalo $(t_{j-1}, t_j]$.

Com isso, $\hat{S}(t)$ é uma função degrau, não decrescente e que, conforme as propriedades da função de sobrevivência, $\hat{S}(0) = 1$ e $\lim_{t \rightarrow \infty} \hat{S}(t) = 0$.

Dentre os estimadores não paramétricos, o de Kaplan-Meier é o mais utilizado por ser também um estimador de máxima verossimilhança. Assim, possui as propriedades presentes nessa classe, como ser não viciado para amostras grandes, ser fracamente consistente e convergir assintoticamente para um processo gaussiano (COLOSIMO; GIOLO, 2024).

2.4 Modelos probabilísticos

Além de técnicas não paramétricas, como visto anteriormente, também costuma-se utilizar abordagens paramétricas. Estas consistem em verificar qual a distribuição de probabilidade que melhor se ajusta aos dados.

Em análise de sobrevivência, a função densidade de probabilidade é assimétrica. Com isso, distribuições como a normal, t-student e uniforme não são indicadas. Assim, as principais distribuições utilizadas são exponencial, Weibull, log-logística e log-normal.

2.4.1 Distribuição Weibull

É um modelo muito indicado para estudos cuja função de risco $h(t)$ é monótona, ou seja, crescente, decrescente ou constante. Conforme descrito por Colosimo e Giolo (2024), sua densidade é dada por

$$f(t) = \frac{\gamma}{\alpha^\gamma} t^{\gamma-1} \exp \left[- \left(\frac{t}{\alpha} \right)^\gamma \right]. \quad (2.4.1)$$

O tempo t e os parâmetros α e γ são sempre positivos. α é o parâmetro de escala e γ é o parâmetro de forma. As funções de sobrevivência e risco são, respectivamente

$$S(t) = \exp \left[- \left(\frac{t}{\alpha} \right)^\gamma \right],$$

$$h(t) = \frac{\gamma}{\alpha^\gamma} t^{\gamma-1}.$$

Para diferentes valores para o parâmetro γ , a função de risco apresenta diferentes formas:

$$\begin{cases} \gamma < 1, & h(t) \text{ é decrescente;} \\ \gamma = 1, & h(t) \text{ é constante;} \\ \gamma > 1, & h(t) \text{ é crescente.} \end{cases}$$

Além disso, vale ressaltar que quando $\gamma = 1$, o modelo é equivalente à distribuição exponencial. A função $h(t)$ ser constante é reflexo da propriedade de *falta de memória* inerente a esta distribuição (COLOSIMO; GIOLO, 2024).

Estas propriedades são vistas na Figura 1, que apresenta os diferentes comportamentos da função de risco da distribuição Weibull dado $\alpha = 1$ e variando os valores de γ .

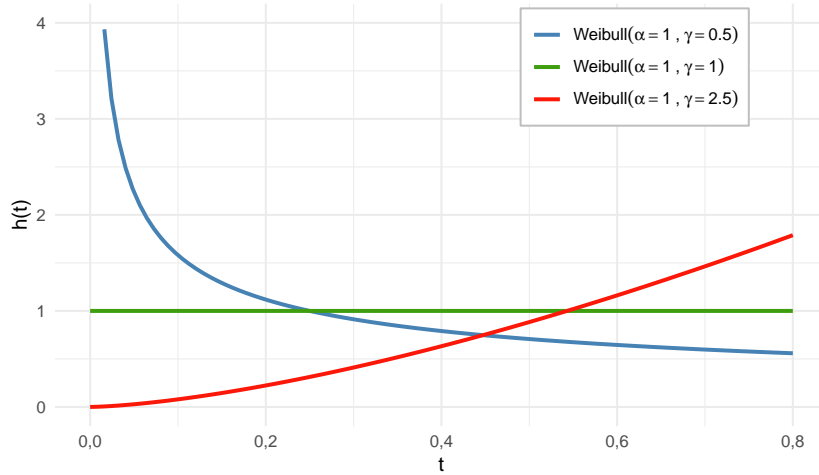


Figura 1: Funções de risco da distribuição Weibull para $\alpha = 1$ e diferentes valores para γ

2.4.2 Distribuição log-normal

A distribuição log-normal é contínua, não negativa e assimétrica, o que a torna mais propícia a ser utilizada em análise de sobrevivência do que a distribuição normal.

Conforme representado por Colosimo e Giolo (2024), sua densidade é dada por:

$$f(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi t\sigma}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\log(t) - \mu}{\sigma} \right)^2 \right],$$

sendo μ a média e σ o desvio padrão de $\log(T)$, que possui distribuição normal.

Sua função de sobrevivência é

$$S(t) = \Phi \left(\frac{\log(t) - \mu}{\sigma} \right),$$

em que $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição acumulada da distribuição normal padrão.

E sua função de risco não tem forma fechada. Portanto, é representada apenas pela razão

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)}.$$

Diferentemente da distribuição Weibull, a distribuição log-normal adapta-se a casos em que a função de risco é unimodal. Isso pode ser visto na Figura 2, que apresenta a função de sobrevivência da distribuição log-normal com $\mu = 0$ e $\sigma = 1$.

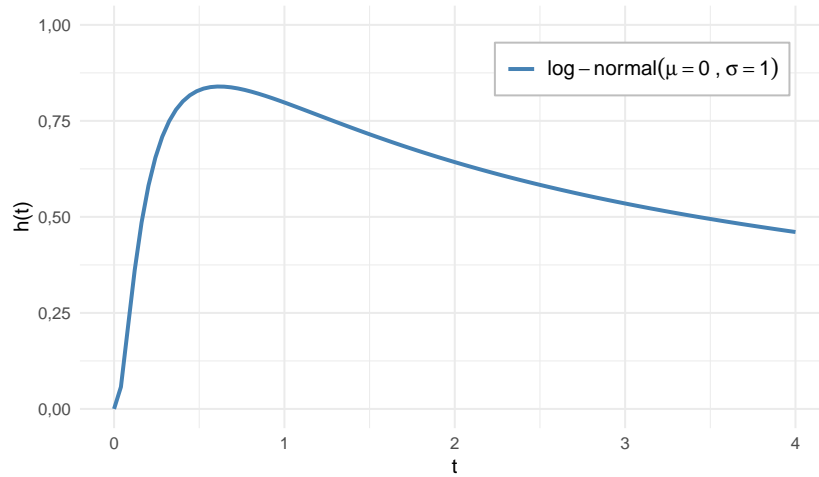


Figura 2: Função de risco da distribuição log-normal para $\mu = 0$ e $\sigma = 1$

2.4.3 Distribuição log-logística

A distribuição log-logística apresenta-se como uma alternativa às duas distribuições anteriores. Sua densidade tem a seguinte expressão:

$$f(t) = \frac{\gamma}{\alpha^\gamma} t^{\gamma-1} [1 + (t/\alpha)^\gamma]^{-2}.$$

Assim como na distribuição Weibull, α e γ correspondem aos parâmetros de escala e forma, respectivamente, sendo ambos positivos.

Suas funções de sobrevivência e risco são, respectivamente

$$S(t) = \frac{1}{1 + (t/\alpha)^\gamma},$$

$$h(t) = \frac{\gamma(t/\alpha)^{\gamma-1}}{\alpha[1 + (t/\alpha)^\gamma]}.$$

Assim como a distribuição log-normal, a distribuição log-logística adequa-se a situações que apresentam função de risco unimodal. Porém, conforme apontado por Colosimo e Giolo (2024), a distribuição log-logística possui uma expressão analítica para as funções de sobrevivência e risco. Por anos, essa característica fez com que ela fosse preferida em relação à log-normal. Contudo, com os avanços computacionais recentes, a dificuldade em trabalhar com a log-normal foi minimizada.

O comportamento da função risco da distribuição log-logística pode ser observado na Figura 3, que expressa a função de sobrevivência da distribuição log-logística com $\alpha = 1$ e $\gamma = 3$.

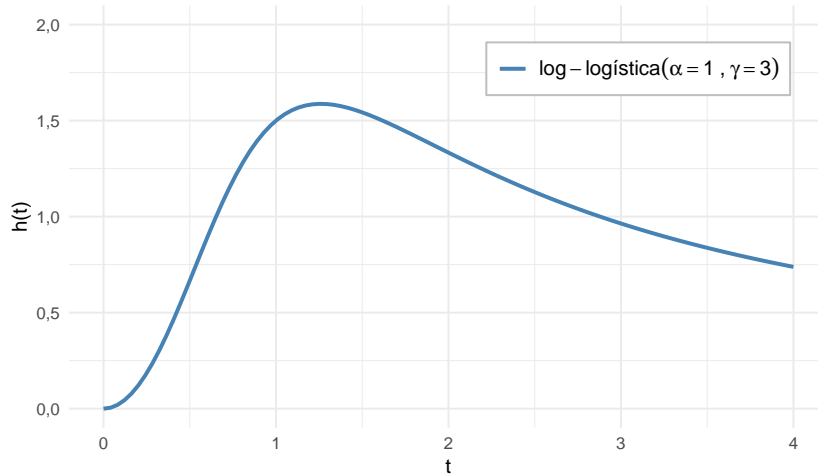


Figura 3: Função de risco da distribuição log-logística para $\alpha = 1$ e $\gamma = 3$

2.4.4 Estimação dos parâmetros – método de máxima verossimilhança

Um dos métodos de estimação dos parâmetros mais utilizados na estatística é o método de **mínimos quadrados**. No entanto, esta abordagem não considera censuras, o que faz com que seja inadequada para dados de sobrevivência. Com isso, o principal método para estudos dessa natureza é o **método de máxima verossimilhança**.

A ideia por trás do **método de máxima verossimilhança** consiste em selecionar o parâmetro (ou conjunto de parâmetros) mais provável de ter gerado a amostra observada. Conforme Colosimo e Giolo (2024), a função de verossimilhança para um vetor de parâmetros $\boldsymbol{\theta}$ é expressa por:

$$L(\boldsymbol{\theta}) = \prod_{i=1}^n f(t_i; \boldsymbol{\theta}).$$

No entanto, no contexto de análise de sobrevivência, não é correto utilizar a densidade, $f(t)$, quando a observação é uma censura. Neste caso, utiliza-se a função de sobrevivência, $S(t)$. Deste modo, a função de verossimilhança para dados de sobrevivência é:

$$L(\boldsymbol{\theta}) \propto \prod_{i=1}^n [f(t_i; \boldsymbol{\theta})]^{\delta_i} [S(t_i; \boldsymbol{\theta})]^{1-\delta_i} = \prod_{i=1}^n [h(t_i; \boldsymbol{\theta})]^{\delta_i} S(t_i; \boldsymbol{\theta}),$$

em que $\boldsymbol{\theta}$ é o vetor de parâmetros, δ_i é o indicador de censura da i -ésima observação, $f(t_i; \boldsymbol{\theta})$ é a função densidade de probabilidade, $S(t_i; \boldsymbol{\theta})$ é a função de sobrevivência e $h(t_i; \boldsymbol{\theta})$ é a função de risco.

O estimador de máxima verossimilhança de $L(\boldsymbol{\theta})$ é dado pelo $\boldsymbol{\theta}$ que maximiza esta função. Quando esta apresenta forma unimodal, encontra-se a estimação utilizando:

$$U(\boldsymbol{\theta}) = \frac{d \log[L(\boldsymbol{\theta})]}{d\boldsymbol{\theta}} = \mathbf{0},$$

que indica o ponto em que a derivada é zero. Isso corresponde a um candidato a máximo global da função.

2.5 Modelo de regressão

Na aplicação de métodos de análise de sobrevivência, é comum que os pesquisadores queiram mensurar o impacto de certos fatores, assim como em modelos de regressão tradicionais. Por exemplo, em um estudo de tempo de vida de pacientes com determinada doença, é comum que se deseje verificar o impacto do tipo de tratamento submetido, condições clínicas do paciente, idade do paciente, etc. Para isso, uma maneira comum é incorporar essa informação aos parâmetros da função densidade de probabilidade, de modo que esses parâmetros sejam resultado de alguma função em incorpore variáveis explicativas.

Conforme apontado por Santos (2017), sendo $\mathbf{x}^\top = (1, x_1, \dots, x_p)$ um vetor de covariáveis dos indivíduo a ser gerada a estimativa, utiliza-se então uma função de ligação

$g(\cdot)$ que conecta a variável resposta às variáveis explicativas. Já o vetor dos parâmetros da regressão é definido como $\boldsymbol{\beta}^\top = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)$, de modo que se redefine o parâmetro da distribuição de probabilidade como $\theta = g(\mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta})$. Ou seja, dada uma distribuição com parâmetro θ , após a reparametrização, se passa a estimar o vetor $\boldsymbol{\beta}$ que irá gerar o próprio θ .

Pode-se definir a função de ligação $g(\cdot)$ de diversas maneiras de acordo com a forma mais adequada ao espaço paramétrico de θ . As mais comuns são as funções identidade, log e logit, expressas por

$$g(\mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta}) = \begin{cases} \mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta}, & \text{se } \theta \in (-\infty, \infty); \\ \exp(\mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta}), & \text{se } \theta \in (0, \infty); \\ \frac{\exp(\mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta})}{[1 + \exp(\mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta})]}, & \text{se } \theta \in (0, 1). \end{cases}$$

Assim, percebe-se que, conforme o vetor de covariáveis (\mathbf{x}) muda, muda-se também a estimativa de θ , gerando uma nova estimativa para o parâmetro a cada nova observação.

2.5.1 Modelo de regressão - Weibull

Para ilustrar como funciona o processo de reparametrização, observe o caso expresso na Seção 2.4.1, que apresenta a distribuição Weibull. Relembrando o que foi visto na equação (2.4.1), sua densidade é definida por:

$$f(t) = \frac{\gamma}{\alpha^\gamma} t^{\gamma-1} \exp \left[- \left(\frac{t}{\alpha} \right)^\gamma \right],$$

em que α é o parâmetro de escala e γ o de forma.

Para α , convém utilizar $\alpha = g(\mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta}) = \exp(\mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta})$, pois este parâmetro é positivo. E mantendo γ independente das covariáveis, tem-se a seguinte densidade:

$$f(t) = \frac{\gamma}{\exp(\mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta})^\gamma} t^{\gamma-1} \exp \left[- \left(\frac{t}{\exp(\mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta})} \right)^\gamma \right].$$

Ao aplicar-se essa reparametrização, a transformação $\alpha = \exp(\mathbf{x}^\top \boldsymbol{\beta})$ também ocorre nas demais funções, como de sobrevivência $S(t)$ e risco $h(t)$.

2.5.2 Resíduos de Cox-Snell

Após o ajuste do modelo, uma etapa fundamental é verificar sua adequabilidade. No contexto de análise de sobrevivência univariada, uma forma comum é observar os **resíduos de Cox-Snell**, que auxiliam a examinar o ajuste global do modelo. Este resíduo é definido por

$$e_i = \hat{H}(t_i|x_i),$$

em que \hat{H} corresponde à função de risco acumulado obtida a partir do modelo ajustado (COLOSIMO; GIOLO, 2024).

Os resíduos e_i pertencem a uma população homogênea e devem seguir a distribuição exponencial padrão para que o modelo seja adequado. Uma maneira de verificar isso é construir um gráfico quantil-quantil que expresse conjuntamente a curva gerada pelos resíduos e a curva da exponencial, avaliando se ambas são suficientemente próximas.

Outra maneira é construir o gráfico dos resíduos de Cox-Snell (e_i) *versus* $\hat{H}(e_i)$, avaliando visualmente sua linearidade. Um padrão linear sugere adequação do modelo, enquanto a não-linearidade indica problemas de ajuste. Contudo, neste último caso, os resíduos de Cox-Snell não especificam a natureza do problema.

2.6 Cópulas

Conforme expresso por Gomes (2007), “Cópulas são funções que fornecem um meio de relacionar funções de distribuições multivariadas com funções de distribuição marginais e apresentam enorme flexibilidade na escolha das marginais”. Além disso, também pode-se interpretar que cópulas são funções de distribuição multivariadas com marginais uniformes no intervalo $[0,1]$.

A ligação entre a união de funções de distribuições unidimensionais, resultando em uma função de distribuição multivariada, foi indicada por NÚÑEZ (2005) através do Teorema de Sklar definido a seguir.

Teorema 2.1 (Sklar, 1959) *Seja F uma função de distribuição k -dimensional com marginais F_1, \dots, F_k . Então existe uma cópula C_ϕ tal que para todo (t_1, \dots, t_k) em \mathbb{R}^k ,*

$$F(t_1, \dots, t_k) = C_\phi(F_1(t_1), \dots, F_k(t_k)).$$

Se F_1, \dots, F_k são todas contínuas, então C_ϕ é única; caso contrário, C_ϕ é deter-

minada unicamente na imagem $F_1 \times \dots \times \text{imagem } F_k$. Inversamente, se C_ϕ é uma cópula e F_1, \dots, F_k são funções de distribuição, então a função F definida acima é uma função de distribuição k -dimensional com marginais F_1, \dots, F_k .

Adicionalmente, cópulas possuem propriedades importantes, como as relatadas por Fachini (2009) e descritas a seguir.

- (i) T_1, T_2, \dots, T_k são independentes se e somente se $C_\phi(F_1(T_1), \dots, F_k(T_k)) = \prod_{j=1}^k F_j(T_j)$;
- (ii) A estrutura de dependência de cópulas é invariante a transformações contínuas e crescentes das marginais, ou seja, se (T_1, T_2, \dots, T_k) tem cópula C_ϕ e G_1, G_2, \dots, G_k são funções contínuas e crescentes, então $(G(T_1), G(T_2), \dots, G(T_k))$ também tem cópula C_ϕ ;
- (iii) As cópulas são uniformemente contínuas e têm derivadas parciais de primeira ordem limitadas.

Na literatura, cópulas são divididas em diversas classes, como as de Marshall-Olkin, elípticas e arquimedianas. Dentre estas, a que está relacionada aos modelos de sobrevivência bivariados, como os que são abordados neste trabalho, é a classe de **cópulas arquimedianas** (NÚÑEZ, 2005).

2.6.1 Cópulas arquimedianas

Para o caso **bivariado**, por definição, C_ϕ é considerada uma cópula Arquimediana se existir uma função convexa $\psi: [0, \infty] \rightarrow [0, 1]$, com $\psi(0) = 1$, $\psi' < 0$, $\psi'' > 0$, tal que a cópula C_ϕ é expressa como

$$C_\phi(u_1, u_2) = \psi(\psi^{-1}(u_1) + \psi^{-1}(u_2)),$$

para todo $(u_1, u_2) \in [0, 1]^2$ e $\phi \in \mathcal{A}$, tal que \mathcal{A} é o espaço paramétrico de ϕ .

Já ψ é a chamada **função geradora** e sua escolha é fundamental, pois define o subgrupo de cópulas que será utilizado, bem como as propriedades que este subgrupo implica. Dentre as cópulas arquimedianas, as principais são as de Clayton, Frank e Gumbel. Neste estudo se dará foco às **cópulas de Clayton**, que são definidas pela função geradora:

$$\psi_\phi(t) = \frac{1}{\phi}(t^{-\phi} - 1).$$

Por consequência, a cópula de Clayton é:

$$C(u_1, u_2) = (u_1^{-\phi} + u_2^{-\phi} - 1)^{-1/\phi},$$

tal que $\phi \in [-1, \infty)$, $\phi \neq 0$ (CAMOLEZ, 2018). Essa cópula também é conhecida como modelo de fragilidade gama compartilhado, pois pressupõe que todos os indivíduos compartilham dos mesmos fatores não observáveis.

Além disso, também estabelece-se uma relação entre o parâmetro ϕ e a medida de correlação baseada em postos τ (**tau**) de **Kendall**. Esta é expressa pela formulação:

$$\tau_\phi(T_1, T_2) = \frac{\phi}{\phi + 2},$$

tal que $\tau_\phi \in [-1, 1]$, e se:

- $\tau_\phi < 0$, T_1 e T_2 possuem **correlação negativa** e quanto mais próximo de -1 , mais forte ela é, de modo que $\tau_\phi = -1$ indica uma correlação negativa perfeita;
- $\tau_\phi > 0$, T_1 e T_2 possuem **correlação positiva** e quanto mais próximo de 1 , mais forte ela é, de modo que $\tau_\phi = 1$ indica uma correlação positiva perfeita;
- $\tau_\phi = 0$, T_1 e T_2 **não possuem correlação** (são independentes).

2.7 Modelo de regressão bivariado

Para a aplicação de cópulas de Clayton para modelos em análise de sobrevivência, é necessário fazer adaptações para trabalhar-se com a função de sobrevivência $S(t)$, que possui a forma:

$$S_{12}(t_1, t_2) = (S_1(t_1)^{-\phi} + S_2(t_2)^{-\phi} - 1)^{-1/\phi},$$

de modo que se $\phi \rightarrow 0$, obtém-se $S_{12}(t_1, t_2) = S_1(t_1)S_2(t_2)$, o que implica que t_1 e t_2 são independentes (GOMES, 2007).

Ao relembrar o que foi visto na Seção 2.5, considere um vetor de covariáveis \mathbf{x} particionado em dois subvetores: \mathbf{x}_1 , com as covariáveis associadas a t_1 , e \mathbf{x}_2 , com as covariáveis associadas a t_2 . Assumindo que a variável resposta é o par (t_1, t_2) , a função de sobrevivência bivariada é dada por:

$$S(t_1, t_2 | \mathbf{x}) = (S(t_1 | \mathbf{x}_1)^{-\phi} + S(t_2 | \mathbf{x}_2)^{-\phi} - 1)^{-1/\phi}. \quad (2.7.1)$$

Este modelo destaca-se pela sua flexibilidade, podendo, inclusive, estabelecer que funções

marginais possam ser quaisquer funções de sobrevivência e não necessariamente iguais para $S_1(t_1)$ e $S_2(t_2)$ (FACHINI, 2009), geralmente seguindo alguma das distribuições expressas na Seção 2.4.

2.7.1 Inferência para o modelo bivariado

Quanto à inferência dos parâmetros do modelo bivariado, a ideia é a mesma vista na Seção 2.4.4, mas adaptando para o caso bivariado com as novas funções obtidas após a implementação de cópulas de Clayton.

Utilizando novamente o método de máxima verossimilhança, suponha que $\boldsymbol{\theta}$ é o vetor de parâmetros a serem ajustados, i corresponde a i -ésima observação do banco e k corresponde a k -ésima variável resposta do modelo, sendo $i = 1, \dots, n$ e $k = 1, 2$. Além disso, t_{ik} indica o tempo (de falha ou censura), δ_{ik} indica se a observação é falha ou censura e \mathbf{x}_{ik} indica o vetor de covariáveis associado.

Conforme expresso por Fachini (2009), a função de verossimilhança é dada por

$$L(\boldsymbol{\theta}) = \prod_{i=1}^n f(t_{i1}, t_{i2} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2})^{\delta_{i1}\delta_{i2}} \times \left[\frac{-\partial S(t_{i1}, t_{i2} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2})}{\partial t_{i1}} \right]^{\delta_{i1}(1-\delta_{i2})} \times \left[\frac{-\partial S(t_{i1}, t_{i2} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2})}{\partial t_{i2}} \right]^{(1-\delta_{i1})\delta_{i2}} \times S(t_{i1}, t_{i2} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2})^{(1-\delta_{i1})(1-\delta_{i2})}.$$

Observe que quando $\delta_{ik} = 1$, indicando uma falha, deriva-se $S(t_{i1}, t_{i2} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2})$ com relação t_{ik} . O que implica que quando as duas variáveis resposta apresentam falha, tem-se

$$\frac{(-1)^2 \partial^2 S(t_{i1}, t_{i2} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2})}{\partial t_{i1} \partial t_{i2}} = f(t_{i1}, t_{i2} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}).$$

Além disso, cada combinação distinta de pares $(\delta_{i1}, \delta_{i2})$ implica que uma função diferente será multiplicada para compor a verossimilhança, de modo que multiplica-se por:

$$\begin{cases} f(t_{i1}, t_{i2} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}), & \text{se } \delta_{i1} = 1 \text{ e } \delta_{i2} = 1; \\ \frac{-\partial S(t_{i1}, t_{i2} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2})}{\partial t_{i1}}, & \text{se } \delta_{i1} = 1 \text{ e } \delta_{i2} = 0; \\ \frac{-\partial S(t_{i1}, t_{i2} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2})}{\partial t_{i2}}, & \text{se } \delta_{i1} = 0 \text{ e } \delta_{i2} = 1; \\ S(t_{i1}, t_{i2} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}), & \text{se } \delta_{i1} = 0 \text{ e } \delta_{i2} = 0. \end{cases}$$

Novamente, ao remeter ao que foi visto na Seção 2.4.4, o conjunto de parâmetros $\boldsymbol{\theta}$ que maximiza $L(\boldsymbol{\theta})$ pode ser encontrado da seguinte forma, quando a função de

verossimilhança é unimodal:

$$U(\boldsymbol{\theta}) = \frac{\partial \log[L(\boldsymbol{\theta})]}{\partial \boldsymbol{\theta}} = \mathbf{0}.$$

3 Metodologia

Uma vez explicitado o referencial teórico, a presente Seção dedica-se à descrição metodológica do estudo, contemplando a caracterização da base de dados investigada e o detalhamento dos procedimentos analíticos adotados.

3.1 Base de dados

A base de dados cedida para a realização deste estudo foi construída de forma colaborativa e já foi utilizada em outros trabalhos similares. Um deles foi no Trabalho de Conclusão de Curso de Natália Oliveira Vieira no Bacharelado em Estatística pela Universidade de Brasília, que descreveu a construção da base da seguinte forma:

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos por meio da raspagem de dados (*web scraping*) de diários oficiais municipais, com a metodologia desenvolvida pelo Grupo de Pesquisa do LAPCIPP/IPOL/UnB, em uma parceria do Departamento de Estatística (EST) e do Instituto de Ciência Política (IPOL) da UnB com a Escola Nacional de Administração Pública (ENAP) (VIEIRA, 2025).

O banco de dados conta com 7.950 observações. Cada uma delas corresponde a uma combinação distinta de município e política pública, de modo que todos os municípios devem ser observados para todas as políticas e vice-versa. Assim, a base conta com 318 municípios e 25 políticas públicas ($318 \times 25 = 7.950$). Alguns critérios para a inserção de uma observação à base de dados foram:

- O município deve ser brasileiro e possuir mais de 100 mil habitantes;
- A política pública deve ser suscetível a ser aderida por qualquer município presente na base;
- A política deve ter sido criada de dezembro de 1998 em diante.

Além disso, a base conta com dezenas de variáveis. Logicamente, como a abordagem empregada será a análise de sobrevivência, há as variáveis *tempo* e *status* (falha ou

censura). Ao buscar observar o comportamento destes tempos entre diferentes políticas públicas, naturalmente, também há a variável *política*.

Ademais, há também a presença de outras variáveis que são potenciais candidatas a variáveis explicativas na etapa Modelagem (Seção 5). Conforme destacado por Pereira (2025), por elas possuírem naturezas homogêneas, são divididas da seguinte forma:

- Complexidade da política pública;
- Governabilidade do Governo Federal;
- Capacidades institucionais;
- Eleitoral (presidência ou prefeitura).

Por fim, esta base de dados possui particularidades que merecem destaque. Todas as suas células estão preenchidas, ou seja, não há valores faltantes (*NA*).

O único tipo de censura observado foi **à direita do tipo I**. Assim, todas foram causadas pelo fim da observação, que ocorreu no dia 31/12/2022.

A variável *tempo* corresponde ao intervalo, em dias, entre a criação da política e a sua adoção (ou não) por parte do município. Assim, os tempos de diferentes políticas públicas **não** estão pareados por data, pois as políticas foram criadas em momentos diferentes.

A partir da criação de uma política, a contagem de tempo começa no mesmo instante para **todos** os municípios. Desta forma, os tempos para a **mesma política** estão, também, pareados por data.

3.2 Método

Este estudo propõe-se a investigar o tempo decorrido e os fatores que levam municípios brasileiros a aderirem às políticas públicas **Política Nacional de Atenção Básica — PNAB**, que foi a primeira consolidação normativa nacional para Atenção Básica pelo Sistema Único de Saúde (SUS), e **Programa Saúde na Escola — PSE**, que busca contribuir para a formação integral dos estudantes da rede pública de educação básica por meio de ações de prevenção, promoção e atenção à saúde. A principal técnica a ser utilizada para isso é a regressão por meio de cópulas via análise de sobrevivência. Esta consiste em uma modelagem cuja variável resposta é chamada de **tempo de falha**,

que indica o intervalo decorrido para a ocorrência de determinado evento (COLOSIMO; GIOLO, 2024).

Sendo assim, neste trabalho, cada variável resposta é o tempo medido até que o município adote determinada política pública. Outra característica relevante para o estudo é a presença de **censuras**. Em análise de sobrevivência, a censura ocorre quando o evento de interesse não é observado. Isso pode acontecer por diversos motivos; no contexto abordado, seria pela interrupção do estudo, limitando o momento no tempo até quando a falha pode ocorrer. Esta é a chamada **censura à direita do tipo I** (COLOSIMO; GIOLO, 2024).

Inicialmente, será feita a organização da base de dados, a fim de adequá-la para as tarefas futuras. Com isso, será realizada uma análise exploratória dessa base. O intuito desta etapa é identificar o comportamento das variáveis, tanto de forma individual quanto conjunta. Isso possibilitará percepções preliminares que, posteriormente, embasarão a construção do modelo de regressão bivariado.

Em seguida, será realizada a construção dos modelos. Esta etapa será dividida em vários tópicos, de modo que a execução de cada um auxilia na construção do seguinte. Assim, será realizado o ajuste da distribuição de probabilidade (sem variáveis explicativas) para ambas as políticas, justamente com a finalidade de estabelecer uma distribuição de probabilidade para cada uma delas. Depois, será feito o ajuste univariado para apenas uma variável explicativa com o intuito de observar como cada covariável explica individualmente os tempos de cada política.

Com análises univariadas concluídas, serão construídos modelos de regressão por meio de cópula de Clayton, que ao relacionar funções de distribuições multivariadas a partir de distribuições marginais (FACHINI, 2009), permite a inclusão de múltiplas variáveis resposta e considera a (suposta) relação de dependência entre elas. No caso deste estudo, os modelos são bivariados, pois há duas variáveis resposta: tempos da PNAB e tempos do PSE. Com isso, será feita uma análise mais ampla acerca de todos os modelos bivariados ajustados e, posteriormente, uma análise detalhada de quatro modelos selecionados.

Em cada uma das etapas previamente mencionadas, se fará uso do *software* R (R Core Team, 2024), a partir da plataforma RStudio (Posit team, 2024).

4 Análise Descritiva

Ao explorar a base de dados, foi realizada, primeiramente, a Análise Descritiva, que consiste em compreender o funcionamento e as peculiaridades das duas políticas cujos tempos são o objeto de estudo — PNAB e PSE. Além disso, a Análise Descritiva se propõe a observar gráficos e medidas das variáveis de interesse com o objetivo de perceber padrões e comportamentos.

Diante da magnitude da base de dados, para a análise descritiva, serão abordadas apenas as variáveis que foram incluídas na Modelagem (Seção 5).

Desta forma, as variáveis analisadas são *tempo*, *PIB per capita*, *orçamento total executado*, *taxa de veto*, *orçamento discricionário autorizado*, *taxa de execução do orçamento discricionário*, *número de servidores*, *taxa de aprovação legislativa* e a *taxa ministerial*. Indiretamente, serão observadas também as variáveis *política* e *status* (falha ou censura) via interações.

Como o *tempo* é a variável resposta deste estudo, ela receberá um tratamento distinto, contendo um gráfico de dispersão dos tempos e sua curva de sobrevivência estimada para cada uma das duas políticas de interesse. Já as demais variáveis, por serem todas numéricas, serão analisadas via gráfico de *boxplot*, gerando uma “caixa” para cada conjunto de tempos, dividindo-os pela sua *política* e *status*.

4.1 Política Nacional de Atenção Básica (PNAB)

As observações referentes a Política Nacional de Atenção Básica são indicadas pela sigla “PNAB” na variável *política*. Mas, para além de sua representação dentro da base de dados, é importante compreender sua natureza e estrutura dentro do contexto social.

A PNAB foi implementada no dia 28/03/2006 como uma iniciativa do Ministério da Saúde. Esta foi a primeira consolidação normativa nacional específica para a Atenção Básica pelo Sistema Único de Saúde (SUS). Desde então, a política sofreu três grandes atualizações em suas diretrizes estabelecidas via Portarias: a primeira em 2011, a segunda em 2017 e a mais recente em 2025. Os impactos desta última não foram contemplados neste estudo, pois a base de dados abrange registros apenas até o final de 2022.

A política define a Atenção Básica (também chamada de Atenção Primária) como o conjunto de ações de saúde que envolvem promoção, proteção, prevenção, diagnóstico,

tratamento, reabilitação e manutenção da saúde, desenvolvidas por meio de práticas de cuidado integrado e gestão qualificada. Essas ações são destinadas à população de um território definido, sobre o qual as equipes de saúde assumem responsabilidade sanitária (BRASIL, 2017). Portanto, a PNAB propõe-se justamente a estruturar o SUS a partir de uma porta de entrada forte, universal e baseada no território.

No entanto, estudos apontam que a PNAB tem enfraquecido seus aspectos estruturantes, de modo que, em 2017, passou a permitir equipes sem Agentes Comunitários de Saúde (profissionais que visitam domicílios para fins de saúde). Isso afeta pilares da política, como o componente comunitário e de promoção da saúde (GIOVANELLA; FRANCO; ALMEIDA, 2020).

Por fim, dos 318 municípios brasileiros cuja população é maior que 100 mil habitantes, 279 aderiram à PNAB em algum instante (falhas), enquanto 39 deles não aderiram, pelo menos até o último dia de observação, 31/12/2022 (censuras).

4.2 Programa Saúde na Escola (PSE)

Já o PSE foi implementado no dia 06/12/2007 como uma iniciativa conjunta do Ministério da Saúde e do Ministério da Educação. Para fins de análise, utilizou-se o Ministério da Saúde como referência para esta política. Essa caracterização é importante para a construção de variáveis que serão apresentadas adiante, como o *orçamento total executado* (Seção 4.5).

Conforme expresso no DECRETO Nº 6.286, BRASIL (2007), o propósito da política é “contribuir para a formação integral dos estudantes da rede pública de educação básica por meio de ações de prevenção, promoção e atenção à saúde”. Além disso, o PSE constitui uma estratégia para a integração e a articulação permanente entre as políticas e ações de educação e de saúde, com a participação da comunidade escolar, contemplando as equipes de saúde da família e da educação básica.

A implementação do PSE trouxe impactos positivos nas escolas e, especialmente, no desenvolvimento de jovens e crianças. Segundo Becker (2020), redes escolares que participaram do PSE possuem um número menor de alunos que consomem cigarros, drogas ilícitas ou se envolvem brigas. Por outro lado, o consumo de álcool e prática do *bullying* não apresentaram diferenças estatisticamente significativas.

Finalmente, dentre os 318 municípios brasileiros que compõem a base de dados, 280 aderiram ao PSE (falhas), enquanto 38 deles não aderiram, ao menos até o último

dia de observação, 31/12/2022 (censuras).

4.3 Tempo

Dentre as dezenas de variáveis presentes na base de dados, certamente uma das principais é o **tempo**. Esta é a variável resposta dos modelos construídos na modelagem (Seção 5). Para as observações de **falha**, o **tempo** é o período, em dias, entre a criação de determinada política pública e a sua adesão por parte do município. Já para as **censuras**, o **tempo** é o período entre a criação da política e o fim da observação, que ocorreu em 31/12/2022 (fim da coleta). Isso as caracteriza como censuras à direita do tipo I.

Conforme visto nas seções 4.1 e 4.2, a data de criação da PNAB foi em 28/03/2006, enquanto do PSE foi em 06/12/2007. Deste modo, os tempos da PNAB e do PSE estão pareados pelo mesmo intervalo de dias decorridos até o o evento de interesse, mas não estão pareados pela data exata contabilizada para cada tempo. Em outras palavras, o tempo 1.000 para a PNAB representa uma data diferente do tempo 1.000 para o PSE. Esta característica também foi abordada na Seção 3.1.

Ao aplicar o filtro apenas para as políticas públicas PNAB e PSE, a distribuição dos municípios conforme os tempos de cada política pode ser observada no gráfico de dispersão da Figura 4.

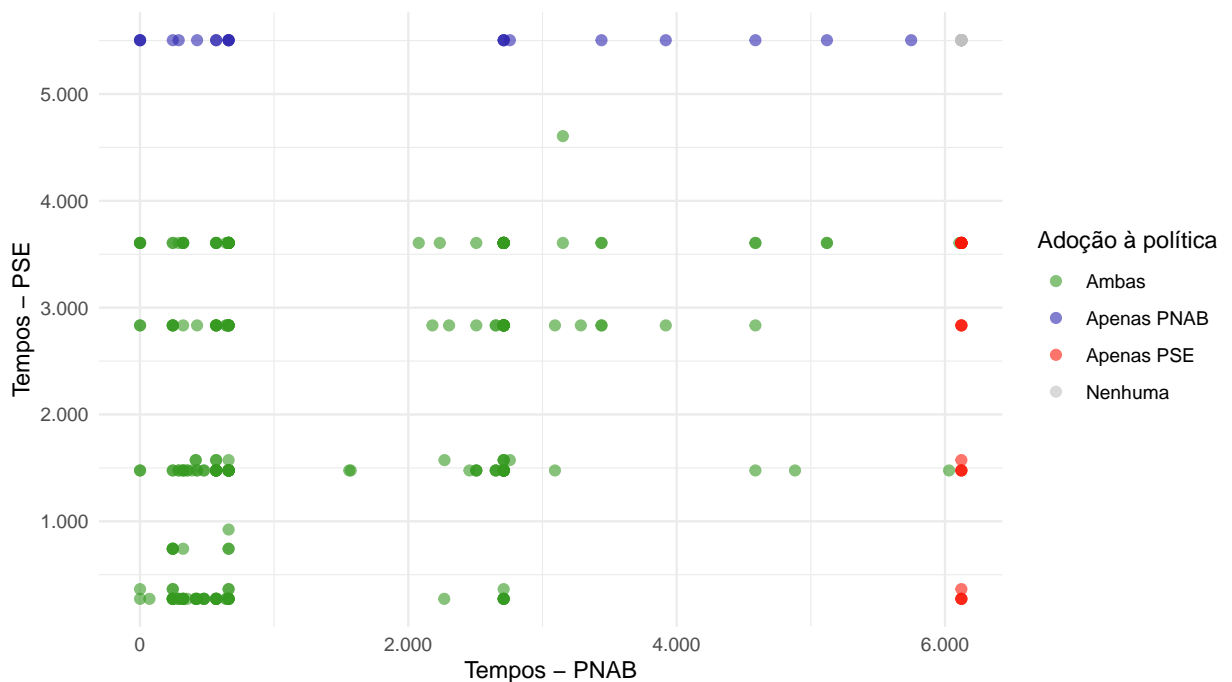


Figura 4: Gráfico de dispersão dos municípios por adoção à política

Vale destacar que os tempos de cada município da base de dados mostrados na Figura 4 também estão disponíveis na Tabela 25 do Apêndice. Pelo gráfico, percebe-se que:

- Pontos na cor verde representam municípios que aderiram às duas políticas;
- Pontos em azul são os municípios que adotaram apenas a PNAB;
- Pontos em vermelho representam os municípios que aderiram apenas ao PSE;
- Pontos em cinza são os municípios que não adotaram nem a PNAB nem o PSE;
- Quanto mais escuro é o ponto, maior é a concentração de municípios nas proximidades do intervalo.

Ao observar apenas os tempos da PNAB (eixo horizontal), percebe-se uma grande concentração de tempos abaixo de 1.000 (correspondente ao dia 22/12/2008). Após esse período inicial, ocorreram poucas adesões até o dia 2.000 (18/09/2011). No entanto, a partir de então, passaram a ocorrer mais adesões, especialmente entre 2.000 e 3.000 (14/06/2014). Além disso, nota-se a presença de muitos empates, ou seja, municípios que tiveram tempos idênticos. Isso pode indicar uma predisposição da política em ser adotada em determinado dia.

Já ao focar somente nos tempos do PSE (eixo vertical), nota-se que houve muitos tempos até o dia 1.000 (dia 01/09/2010) e próximo do dia 1.500 (14/01/2012). Depois disso, houve três momentos com grande concentração de pontos: 2.834 (09/09/2015), 3.606 (20/10/2017) e 5.504 (data de censura, 31/12/2022). Além de um único município no tempo 4.606 (16/07/2020). Assim como na PNAB, para os tempos do PSE, houve muitos empates. E neste caso isso foi ainda mais agudo, observando apenas dez tempos distintos. Isso corrobora com a hipótese de que o PSE tem uma predisposição em ser adotado em determinado dia.

Além de analisar a distribuição bivariada dos tempos, é importante interpretar o *status* de cada município (adesão às políticas). Para isso, pode-se também verificar a frequência dos municípios na Tabela 1.

Tabela 1: Tabela de contingência dos municípios por status

Adoção à política	Nº Absoluto	Proporção
Ambas	258	81,1%
Apenas PNAB	21	6,6%
Apenas PSE	22	6,9%
Nenhuma	17	5,3%
Total	318	100%

Percebe-se que 81% dos municípios aderiram tanto à PNAB quanto ao PSE. Ademais, a quantidade de municípios que adotaram somente a PNAB, somente o PSE ou nenhum deles foi relativamente próxima. Além disso, somando as quantidades mostradas acima, nota-se que os tempos da PNAB tiveram 279 falhas e 39 censuras, enquanto os tempos do PSE tiveram 280 falhas e 38 censuras.

Pela natureza dos tempos previamente abordada, todos os municípios que apresentaram censura para a PNAB tiveram exatamente o mesmo tempo. O mesmo vale para o PSE. Levando, inclusive, a todos os 17 municípios que tiveram dupla censura (indicados em cinza) a ficarem sobrepostos na Figura 4.

À primeira vista, é difícil perceber alguma correlação entre os tempos pela Figura 4. Ao mesmo tempo, pode-se suspeitar que, pela natureza das censuras presentes, que implicam em tempos grandes e fixos, os municípios censurados puxem o coeficiente de correlação para cima. Assim, para verificar esta hipótese e se existe correlação linear entre os tempos da PNAB e do PSE, utilizou-se o coeficiente de correlação de Pearson (ρ).

Tabela 2: Coeficiente de correlação de Pearson entre os tempos da PNAB e PSE por status

Municípios	ρ de Pearson
Todos	0,389
Apenas “ambas”	0,293

Apesar de não haver indicativos claros pelo gráfico de dispersão, pela Tabela 2 se revelou que existe correlação de 0,389 entre os tempos da PNAB e do PSE pelo ρ de Pearson, o que indica uma correlação razoável. Já filtrando apenas para os 258 municípios que aderiram às duas políticas, a correlação caiu para 0,293, confirmando a suspeita inicial de que a presença dos municípios censurados aumenta a correlação.

Ao observar, agora, o comportamento destes tempos no contexto de análise de

sobrevivência univariada, gerou-se a curva de sobrevivência para os tempos da PNAB e do PSE, expressos na Figura 5. Estes valores também estão representadas no Apêndice nas Tabelas 27 e 29.

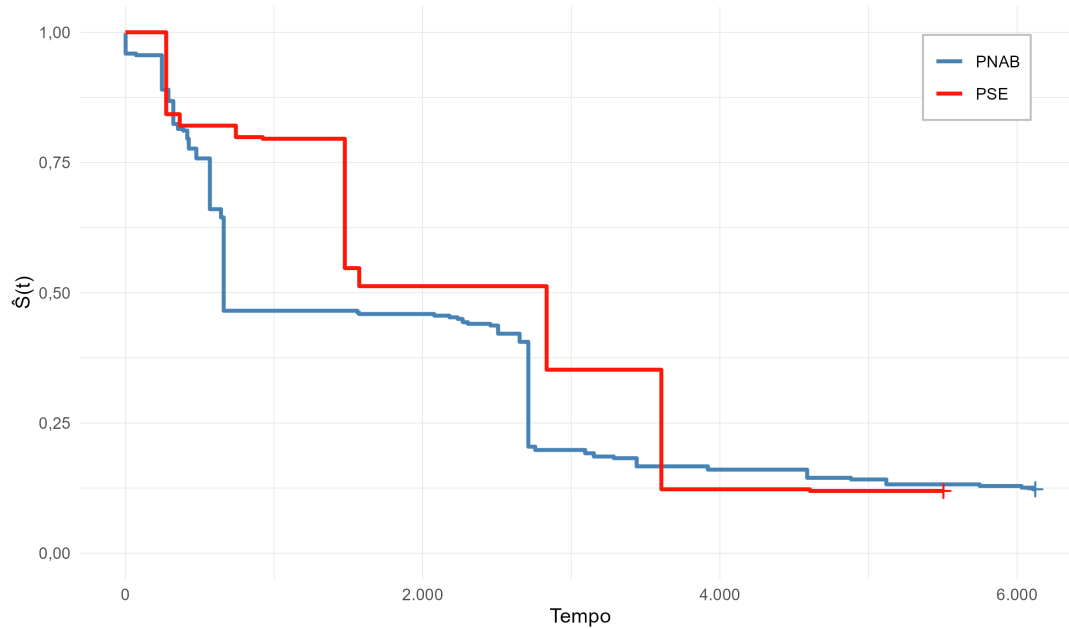


Figura 5: Curvas de Kaplan-Meier para a PNAB e PSE

Primeiramente, observa-se a curva de sobrevivência estimada para os dois objetos de estudo desta pesquisa: os tempos da PNAB e os tempos do PSE. Ao olhar para as duas curvas mostradas simultaneamente, há maior facilidade para compará-las.

Ao analisar a PNAB, percebe-se que a estimativa da curva de sobrevivência por Kaplan-Meier começa com um decaimento acelerado e que, logo no tempo 661 (dia 18/01/2008), obtém-se $\hat{S}(t) = 0,465$. Particularmente, em até 661 dias, 53,5% dos municípios brasileiros com mais de 100 mil habitantes já haviam aderido à PNAB. Depois disso, a queda foi lenta, com poucas novas adesões. Isso se manteve até o tempo 2.711 (29/08/2013), em que $\hat{S}(t)$ teve uma queda considerável, de 0,403 para 0,204. A partir de então, o decaimento voltou a ser lento, até que ocorresse o tempo máximo de 6.122 (31/12/2022), indicando as censuras à direita do tipo I.

Um ponto a se destacar é que as duas maiores quedas na função de sobrevivência ocorreram em 2008 e 2013. Ou seja, parecem não estar diretamente relacionadas às atualizações via portaria que a PNAB sofreu, conforme indicado na Seção 4.1.

Já o PSE apresenta um comportamento distinto. Como muitas adesões ocorreram no mesmo dia (tempo), houve apenas nove tempos de falha, o que faz com que a curva tenha a forma de “degraus”, com poucos momentos de quedas para $\hat{S}(t)$, mas quando

elas ocorrem, tendem a serem grandes. Dentre estes períodos em que $\hat{S}(t)$ é constante, o mais longo ocorre entre os tempos 1.573 (dia 27/03/2012) e 2.833 (08/09/2015), tal que $\hat{S} = 0,513$. Já do tempo 3.607 (21/10/2017) em diante, ocorreu apenas uma falha em 4.606 (16/07/2020), mostrando uma tendência de estabilização. Neste período, $\hat{S}(t)$ manteve-se próximo de 0,12, até que atingisse o ponto de censura em 5.504 (31/12/2022).

Por fim, ao analisar ambas as curvas conjuntamente, percebe-se que, para os tempos iniciais, as políticas tiveram curvas de sobrevivência próximas, inclusive com as curvas se cruzando. Mas próximo do tempo 500, o PSE estabilizou-se acima da PNAB. Embora as curvas tenham se aproximado entre os tempos 1.500 e 2.500, a função de sobrevivência do PSE permaneceu maior que a da PNAB até o tempo 3.606. A partir daquele instante, a PNAB permaneceu maior até o fim das curvas.

Ao considerar esta descrição e observar os tempos medianos de 661 para a PNAB e 2.834 para o PSE, assumimos que o risco em aderir à PNAB é maior que o risco em aderir ao PSE.

4.4 PIB per capita

No processo de modelagem detalhado na Seção 5, a variável *PIB per capita* foi incluída em boa parte dos modelos para servir como variável controle, estando presente nos ajustes da PNAB e do PSE.

Esta variável indica o PIB per capita anual do município no ano em que a política pública foi adotada. Os valores estão em reais (moeda), e podem ser comparados na Figura 6 e na Tabela 3, que apresentam os *boxplots* do *PIB per capita* pela *política* e por *status* (aderiu ou não aderiu).

Lembrando que cada observação corresponde a um único município e sua respectiva política, de modo que, embora os municípios observados para a PNAB e PSE sejam os mesmos, o valor do *PIB per capita* pode mudar caso o ano da adoção de cada política seja diferente.

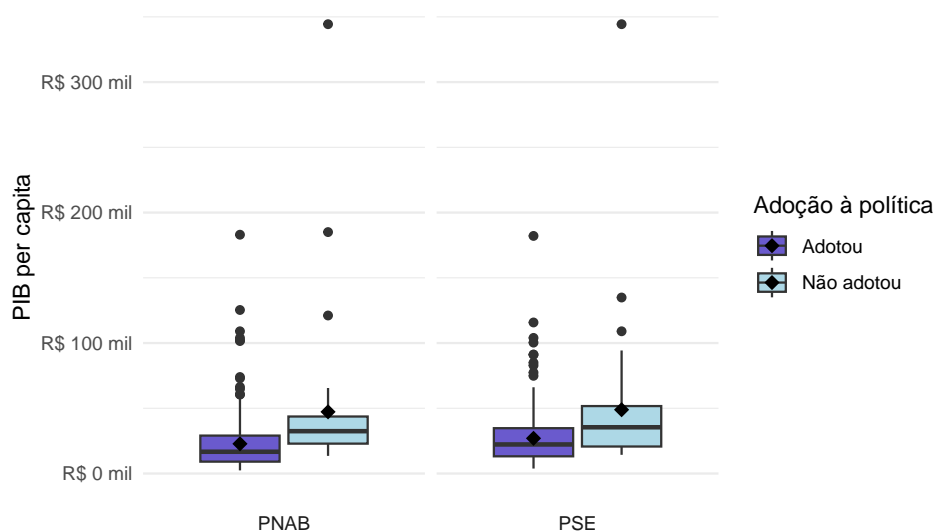


Figura 6: *Boxplots* do PIB per capita por política e status

Tabela 3: Medidas resumo do PIB per capita pela política e status

Estatística	PNAB		PSE	
	Adotou	Não adotou	Adotou	Não adotou
Média	22.779	47.271	26.976	48.898
Desvio-padrão	21.075	57.744	20.689	55.975
Mínimo	2.412	13.537	3.817	14.333
1º Quartil	9.107	22.910	22.289	20.704
Mediana	16.697	32.453	22.289	35.444
3º Quartil	29.072	43.691	34.744	51.699
Máximo	183.038	344.391	182.103	344.391

Rapidamente, percebe-se que os quatro *boxplots* possuem assimetria positiva, ou seja, há maior concentração de PIBs per capita para valores mais baixos e alguns pontos discrepantes para valores mais altos. Além disso, os *boxplots* das falhas da PNAB e das falhas do PSE são muito parecidos, assim como os *boxplots* das censuras da PNAB e das censuras do PSE. Assim, conclui-se que o comportamento entre as políticas é muito parecido.

No entanto, ao comparar os *boxplots* entre os status, a diferença foi considerável. Para ambas as políticas, a média dos tempos das censuras foi cerca do dobro da média dos tempos das falhas. Isso ilustra como o PIB per capita dos municípios que não adotaram as políticas foi maior do que os que adotaram, de modo que todos os quartis das censuras foram maiores que os respectivos quartis das falhas. Isso também reflete o instante em que a variável foi observada, pois, de forma geral, o PIB per capita dos municípios tende

a aumentar ao longo do tempo e todas as censuras foram observadas em 2022, enquanto as falhas estão em anos anteriores.

Em resumo, a distribuição do *PIB per capita* no momento da adoção da política foi muito parecido para a PNAB e PSE. Mas comparando falhas com censuras, percebe-se que municípios com PIBs per capita maiores têm menor pretensão em adotar as políticas PNAB e PSE.

4.5 Orçamento total executado

O *orçamento total executado* corresponde à fatia financeira que foi efetivamente gasta pelo ministério correspondente à área da política analisada em determinado ano. Como tanto a PNAB quanto o PSE são políticas de saúde, nesta pesquisa, esta variável corresponde ao orçamento total executado pelo Ministério da Saúde. O momento de referência é o ano em que ocorre a falha (ou censura). Deste modo, embora as observações da base de dados sejam municípios, esta variável diz respeito a um fator externo a eles, uma vez que o Ministério da Saúde é administrado pelo Governo Federal.

Assim como no *PIB per capita* (Seção 4.4), os valores estão em reais (moeda) e podem ser vistos na Figura 7.

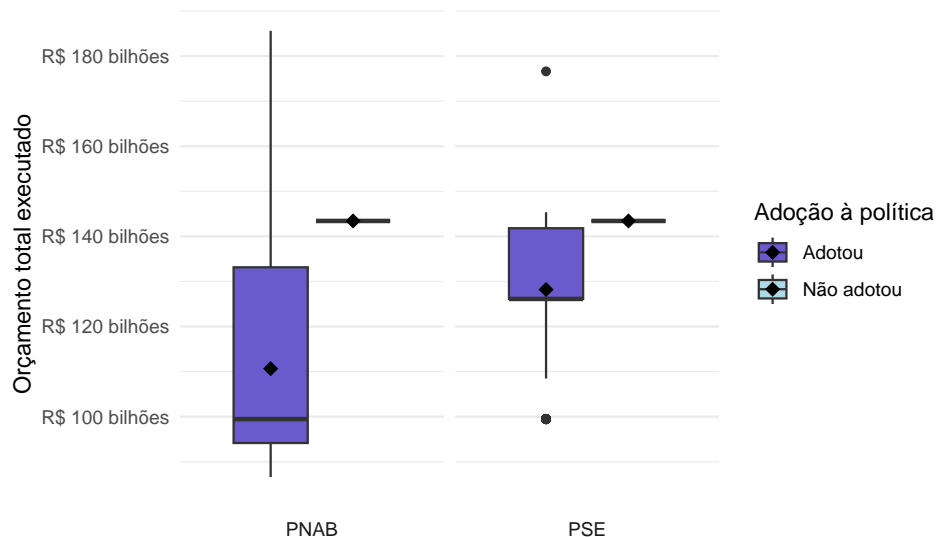


Figura 7: *Boxplots* do orçamento total executado por política e status

Tabela 4: Medidas resumo do orçamento total executado em bilhões de reais pela política e status

Estatística	PNAB		PSE	
	Adotou	Não adotou	Adotou	Não adotou
Média	110,7	143,4	128,2	143,4
Desvio-padrão	21,6	0	17,1	0
Mínimo	86,6	143,4	99,5	143,4
1º Quartil	94,2	143,4	126,1	143,4
Mediana	99,5	143,4	126,1	143,4
3º Quartil	133,1	143,4	141,8	143,4
Máximo	185,6	143,4	176,6	143,4

Percebe-se que ambos os *boxplots* para os municípios que não adotaram as políticas são idênticos entre si e possuem todos os valores iguais. Isso ocorre porque todas as censuras ocorreram em 2022, com o valor indicando o orçamento total executado pelo Ministério da Saúde neste ano.

Já para os municípios que adotaram as políticas, existem diferenças significativas entre os números da PNAB e PSE. Primeiro, na concentração dos dados: Os valores estão mais dispersos na PNAB, que possui uma diferença maior entre o 1º e 3º quartil. Além disso, a média do PSE é maior, de modo que o valor mínimo desta política corresponde à mediana da PNAB.

4.6 Taxa de veto

A *taxa de veto* indica a proporção de projetos de lei vetados pelo(a) presidente da república no ano em que a falha/censura ocorreu. Deste modo, assim como no *orçamento total executado* (Seção 4.5), os valores dizem respeito a um fator externo ao município. Assim, todos os municípios que falharam/censuraram no mesmo ano, apresentam a mesma proporção.

Os valores da variável foram expressos em porcentagem na Figura 8.

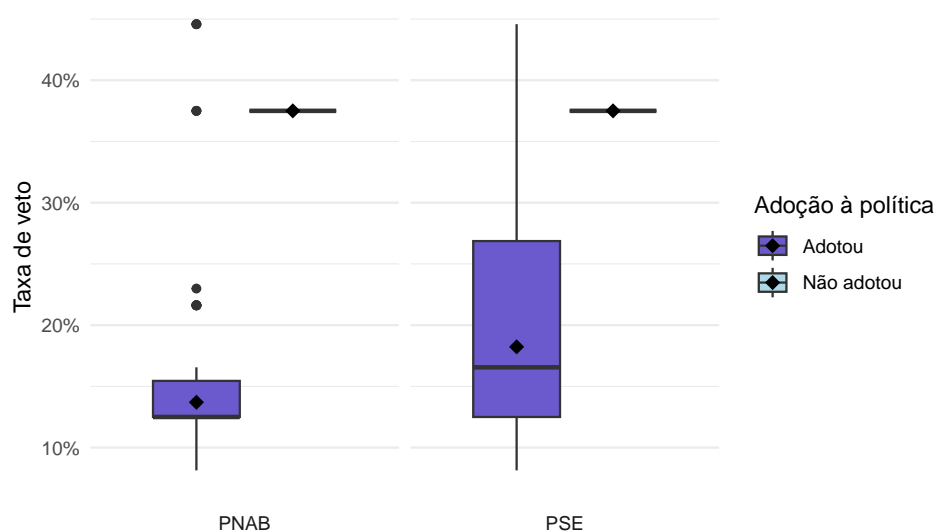
Figura 8: *Boxplots* do taxa de veto por política e status

Tabela 5: Medidas resumo do taxa de veto pela política e status

Estatística	PNAB		PSE	
	Adotou	Não adotou	Adotou	Não adotou
Média	13,7%	37,5%	18,2%	37,5%
Desvio-padrão	5,2%	0%	7,0%	0%
Mínimo	8,1%	37,5%	8,1%	37,5%
1º Quartil	12,5%	37,5%	12,5%	37,5%
Mediana	12,5%	37,5%	16,6%	37,5%
3º Quartil	15,4%	37,5%	26,9%	37,5%
Máximo	44,6%	37,5%	44,6%	37,5%

Assim como observado no *orçamento total executado* (Seção 4.5), todas as observações que não aderiram às políticas apresentaram empate no valor de 37,5%.

Já para os municípios que adotaram as políticas, percebe-se comportamentos muito similares até o 1º quartil. Mas desta medida em diante, as taxas de veto do PSE começam a assumirem valores mais altos, de modo que a distância interquartílica para a PNAB foi de 2,9% e para o PSE foi de 14,4%.

Ainda assim, ao observar os valores mais altos para as duas políticas, percebe-se números que coincidem entre PNAB e PSE, dentre eles o máximo. Mas como a distância interquartílica da PNAB é pequena, os maiores valores desta política são considerados discrepantes.

4.7 Orçamento discricionário autorizado

Na administração pública, o orçamento discricionário corresponde à fatia do orçamento público cuja utilização é flexível, ficando a critério dos gestores a sua alocação. Deste modo, o orçamento público brasileiro é dividido em duas categorias: despesas obrigatórias e despesas discricionárias. Já a variável *orçamento discricionário autorizado* corresponde justamente a parte autorizada (e não necessariamente utilizada) do orçamento discricionário do ministério ligado à respectiva política pública (neste estudo, do Ministério da Saúde) no ano em que ocorreu a falha/censura.

Novamente, os valores foram expressos em reais na Figura 9.

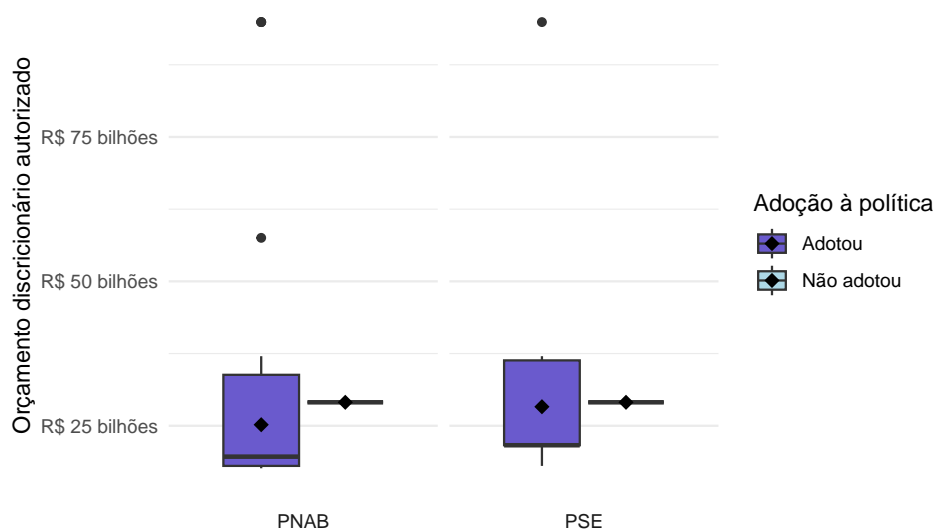


Figura 9: *Boxplots* do orçamento discricionário autorizado por política e status

Tabela 6: Medidas resumo do orçamento discricionário autorizado em bilhões de reais pela política e status

Estatística	PNAB		PSE	
	Adotou	Não adotou	Adotou	Não adotou
Média	25,2	29,1	28,3	29,1
Desvio-padrão	10,5	0	9,2	0
Mínimo	17,6	29,1	18,0	29,1
1º Quartil	18,0	29,1	21,6	29,1
Mediana	19,6	29,1	21,6	29,1
3º Quartil	33,8	29,1	36,3	29,1
Máximo	94,9	29,1	94,9	29,1

Conforme esperado pela natureza da variável, todas as observações que censuraram tiveram empates no valor de R\$ 29,1 bilhões. Entre as falhas, o comportamento das políticas foram parecidos. A principal diferença está no 1º quartil e mediana, em que o PSE apresenta valores ligeiramente maiores. Além disso, ambas tiveram valores discrepantes à direita, o que ilustra a semelhança entre elas.

4.8 Taxa de execução do orçamento discricionário

A variável *taxa de execução do orçamento discricionário* indica a proporção do orçamento discricionário que foi efetivamente utilizado pelo ministério sobre o autorizado no ano da adesão (ou não) à política. Os valores estão apresentados na Figura 10.

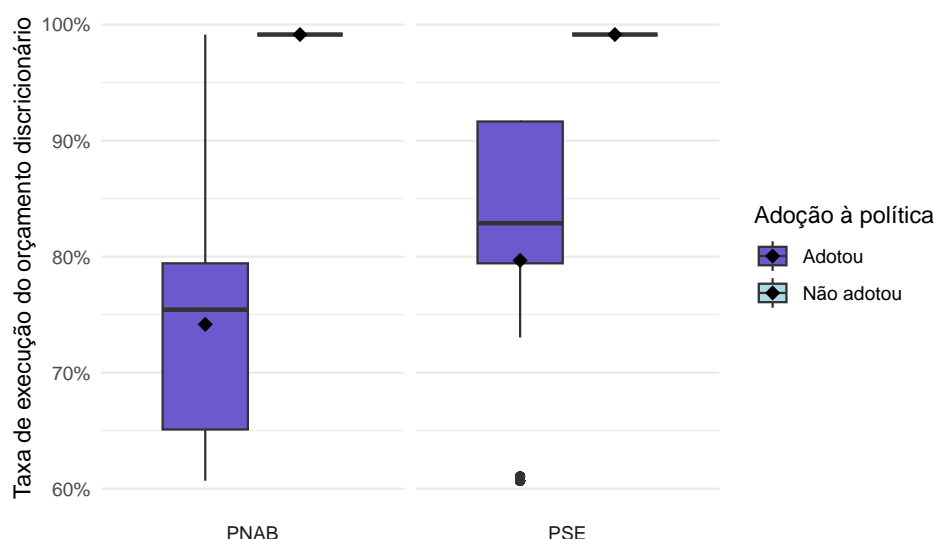


Figura 10: *Boxplots* da taxa de execução do orçamento discricionário por política e status

Tabela 7: Medidas resumo da taxa de execução do orçamento discricionário pela política e status

Estatística	PNAB		PSE	
	Adotou	Não adotou	Adotou	Não adotou
Média	74,2%	99,1%	79,7%	99,1%
Desvio-padrão	7,8%	0%	7,0%	0%
Mínimo	60,7%	99,1%	60,7%	99,1%
1º Quartil	65,1%	99,1%	79,4%	99,1%
Mediana	75,4%	99,1%	82,9%	99,1%
3º Quartil	79,4%	99,1%	91,6%	99,1%
Máximo	99,1%	99,1%	91,6%	99,1%

Novamente, todas as observações censuradas tiveram proporções idênticas e iguais a 99,1%.

Para as observações com falha, ambas as políticas tiveram desvios padrões parecidos: 7,8% para a PNAB e 7% para o PSE. No entanto, a concentração dos dados apresenta distinções, de modo que o topo da “caixa” (3º quartil) da PNAB coincide com a base da “caixa” (1º quartil) do PSE. Ou seja, a taxa de execução do orçamento discricionário para a PNAB estão concentrados em valores mais baixos do que para o PSE.

Outro ponto curioso é analisar os pontos extremos destes *boxplots* de falha. Embora o mínimo seja o mesmo (60,7%), para o PSE este valor é considerado discrepante, pois seu 1º quartil está alto. Além disso, embora o PSE apresente, em média, valores maiores, é a PNAB quem tem a maior proporção máxima (99,1%).

4.9 Número de servidores

A variável *número de servidores* corresponde a quantidade de servidores (efetivos ou não) vinculados a cada órgão no ano em que ocorreu a falha/censura. Neste caso, vinculados ao Ministério da Saúde.

A Figura 11 mostra os *boxplots* desta variável com o número absoluto de servidores:

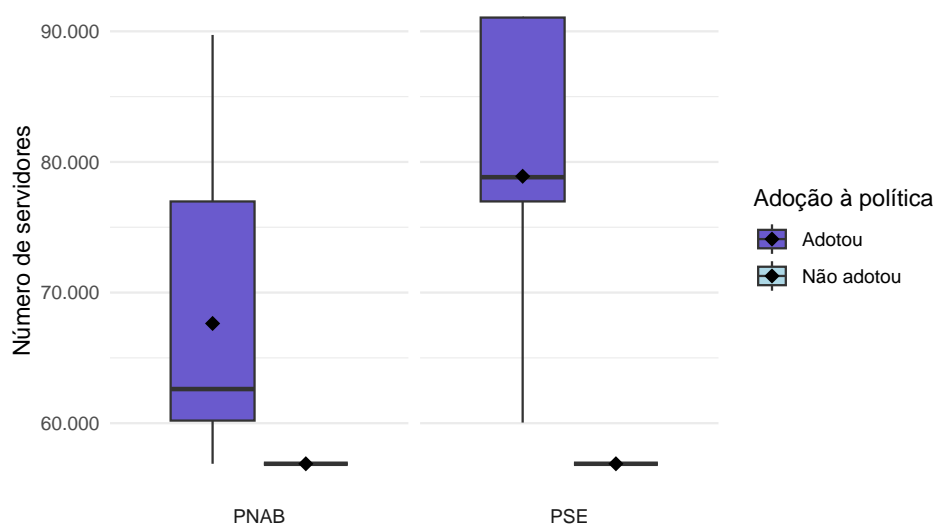


Figura 11: *Boxplots* do número de servidores por política e status

Tabela 8: Medidas resumo do número de servidores pela política e status

Estatística	PNAB		PSE	
	Adotou	Não adotou	Adotou	Não adotou
Média	67.635	56.894	78.904	56.894
Desvio-padrão	9.315	0	11.293	0
Mínimo	56.894	56.894	60.049	56.894
1º Quartil	60.201	56.894	76.978	56.894
Mediana	62.614	56.894	78.832	56.894
3º Quartil	76.975	56.894	91.052	56.894
Máximo	89.722	56.894	91.052	56.894

Pela forma como a variável foi construída, todos os municípios que não adotaram as políticas, seja PNAB ou PSE, receberam o valor de 56.894 servidores.

Já para os municípios que adotaram as políticas, a PNAB apresentou um comportamento assimétrico positivo, expresso pela média ser maior que a mediana e pela haste superior ser maior que a inferior. Para o *boxplot* das falhas do PSE, embora a média e mediana estejam muito próximas, sua distribuição é assimétrica. Nota-se uma diferença grande entre a distância do 1º quartil e mediana, e entre a mediana e o 3º quartil. Além disso, o valor máximo deste *boxplot* coincide com o 3º quartil, enquanto o mínimo está bem abaixo do 1º quartil, mesmo que ainda não seja considerado um valor discrepante.

Por fim, ao comparar os dois *boxplots*, percebe-se que a PNAB concentrou valores em um intervalo mais baixo que o PSE, de modo que o 3º quartil da PNAB quase coincide com o 1º quartil do PSE.

4.10 Taxa de aprovação legislativa

A *taxa de aprovação legislativa* indica a proporção de aprovação dos projetos enviados pelo Poder Executivo ao Congresso no ano em que ocorreu a falha/censura. Estas informações são mostradas na Figura 12.

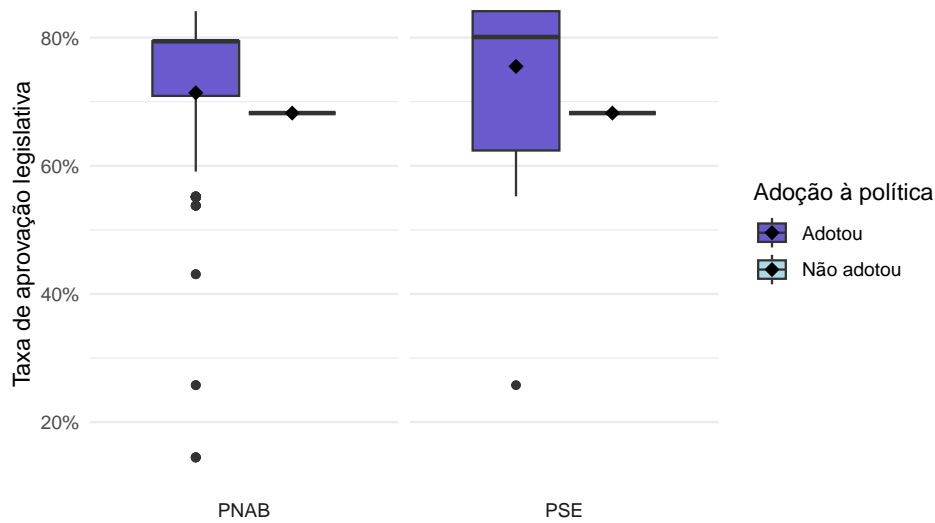


Figura 12: *Boxplots* do taxa de aprovação legislativa por política e status

Tabela 9: Medidas resumo do taxa aprovação legislativa pela política e status

Estatística	PNAB		PSE	
	Adotou	Não adotou	Adotou	Não adotou
Média	71,4%	68,2%	75,5%	68,2%
Desvio-padrão	12,2%	0%	9,8%	0%
Mínimo	14,5%	68,2%	25,8%	68,2%
1º Quartil	70,9%	68,2%	62,4%	68,2%
Mediana	79,4%	68,2%	80,1%	68,2%
3º Quartil	79,4%	68,2%	84,1%	68,2%
Máximo	84,1%	68,2%	84,1%	68,2%

Conforme esperado, as observações que censuraram foram todas iguais e tiveram o valor de 68,2%. Para as falhas, ao observar a mediana de ambas as políticas, percebe-se que a taxa de aprovação legislativa teve mais da metade dos valores entre 79,4% e 84,1%. Com isso, todos os valores discrepantes estão abaixo das “caixas” dos *boxplots*.

Além disso, percebe-se que a distância interquartílica para a PNAB foi bem menor que para o PSE (8,5% e 21,7%, respectivamente), indicando o maior desvio-padrão para a primeira política, mesmo que esta contenha mais valores discrepantes.

4.11 Taxa ministerial

A *taxa ministerial* indica a proporção de políticas da área da política pública de interesse instituídas com relação ao total de políticas instituídas. Neste caso, a área

de referência é a saúde. Novamente, o momento de referência é o ano de ocorrência da falha/censura.

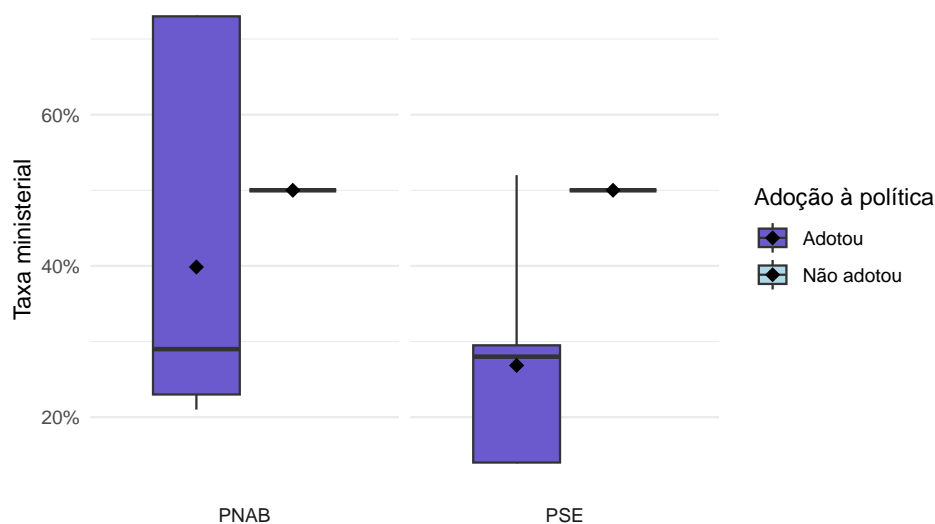


Figura 13: *Boxplots* da taxa ministerial por política e status

Tabela 10: Medidas resumo da taxa ministerial pela política e status

Estatística	PNAB		PSE	
	Adotou	Não adotou	Adotou	Não adotou
Média	39,9%	50%	26,8%	50%
Desvio-padrão	20,9%	0%	9,3%	0%
Mínimo	21%	50%	14%	50%
1º Quartil	23%	50%	14%	50%
Mediana	29%	50%	28%	50%
3º Quartil	73%	50%	29,5%	50%
Máximo	73%	50%	52%	50%

Novamente, os municípios que não adotaram as políticas tiveram empates no valor de 50%. Ao focar nos municípios que aderiram às políticas, a taxa ministerial da PNAB apresentou assimetria positiva e uma distância interquartílica bem maior que a taxa ministerial do PSE, refletindo o maior desvio-padrão da primeira política.

Embora as medianas sejam quase idênticas, é nítido que, no geral, a PNAB apresenta valores maiores que o PSE, de modo que o 3º quartil da PNAB é maior que o máximo do PSE, assim como o mínimo da PNAB também é maior que o 1º quartil do PSE.

5 Modelagem

Uma vez que Análise Descritiva é concluída, há maior embasamento para prosseguir para o próximo passo — a Modelagem. Esta etapa consiste em buscar modelos estatísticos que expliquem de maneira satisfatória a variável resposta, no caso dessa pesquisa, os tempos de municípios até a adesão da PNAB e do PSE, através de variáveis explicativas.

Inicialmente, será realizado o ajuste da distribuição de probabilidade, seguido do ajuste univariado para uma variável explicativa, dos modelos de regressão bivariados via cópula de Clayton e, por fim, das análises individuais de quatro modelos de regressão bivariados selecionados.

5.1 Ajuste da distribuição de probabilidade

Em análise de sobrevivência, antes de pensar em seleção de variáveis explicativas, deve-se definir a distribuição probabilística que o modelo seguirá. No contexto de análise de sobrevivência, as distribuições mais utilizadas são a exponencial, Weibull, log-logística e log-normal, conforme expresso na Seção 2.4. Ao estimar os parâmetros de cada uma destas distribuições por máxima verossimilhança, a ideia é selecionar o modelo com maior aderência à curva de sobrevivência estimada.

5.1.1 PNAB

Ao ajustar as distribuições exponencial, Weibull, log-logística e log-normal aos dados e compará-las à curva de sobrevivência estimada por Kaplan-Meier para os tempos da PNAB, pode obter uma representação visual destas ditribuições, conforme a Figura 14.

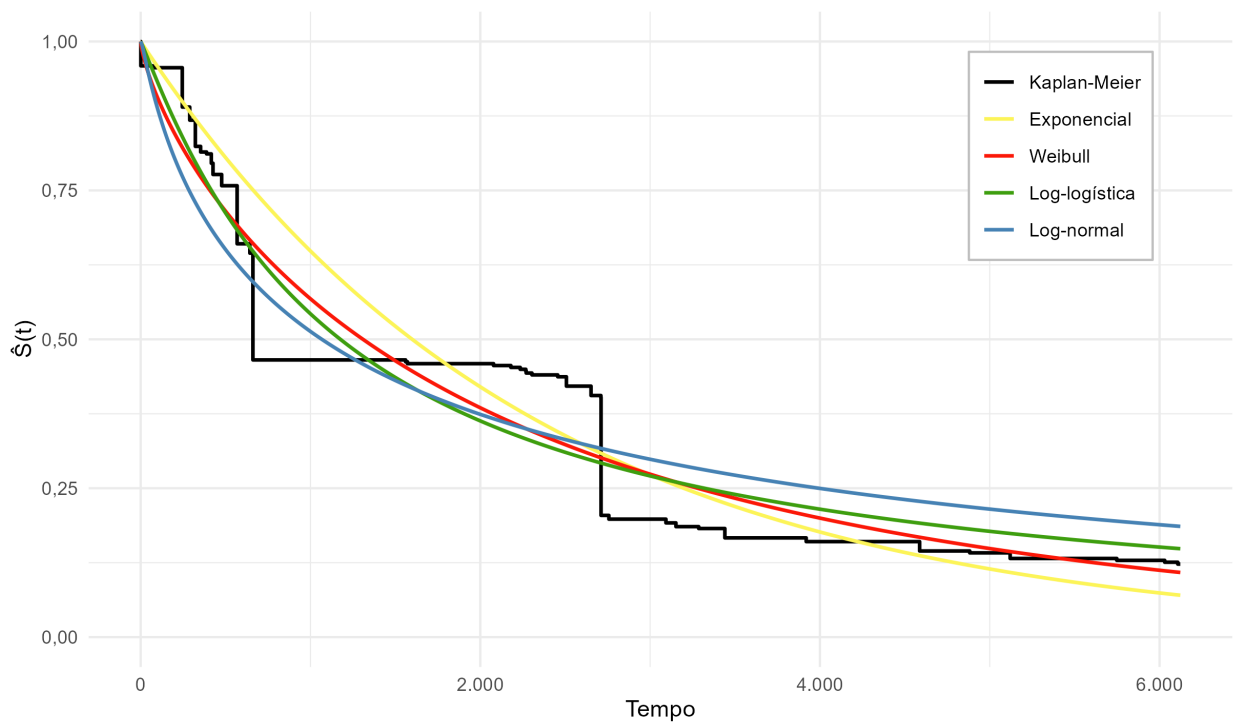


Figura 14: Curvas dos ajustes das distribuições aos tempos da PNAB

Pelo gráfico mostrado na Figura 14, os ajustes da Weibull e log-logística estão bem próximos entre si e aparentam serem as curvas mais adjacentes ao estimador de Kaplan-Meier. Já os ajustes pela exponencial e log-normal, parecem estar ligeiramente mais distantes. Para conferir estas hipóteses e selecionar a distribuição com maior aderência, observa-se as medidas Critério de Informação de Akaike (AIC), Critério de Informação de Akaike Corrigido (AICc) e Critério de Informação Bayesiano (BIC), expressas na Tabela 11.

Tabela 11: Medidas de informação para cada distribuição com relação à PNAB

Distribuição	AIC	AICc	BIC
Exponencial	4.880,9	4.880,9	4.884,7
Weibull	4.846,4	4.846,5	4.854,0
Log-logística	4.855,4	4.855,4	4.862,9
Log-normal	4.922,2	4.922,3	4.929,7

Assim, a distribuição que melhor se ajustou à curva de sobrevivência dos tempos da PNAB foi a Weibull, ao apresentar o menor valor para os três critérios observados. Conforme apontado na Seção 2.4.1, a distribuição Weibull torna-se equivalente à distribuição exponencial quando seu parâmetro $\gamma = 1$. Isso implica em um modelo mais simples e restringe a função de risco $h(t)$, pois a distribuição exponencial possui a propriedade de

falta de memória, de modo que $h(t)$ é constante.

Com isso, convém aplicar o teste da razão de verossimilhança (TRV), para verificar se, de fato, há diferenças significativas entre o modelo ajustado pela Weibull e o ajustado pela exponencial. Caso não haja, é mais interessante escolher o modelo mais simples — distribuição exponencial.

Neste caso, o TRV é construído sob as seguintes hipóteses:

$$\begin{cases} H_0 : \text{Não há diferenças significativas entre os modelos ajustados pela Weibull} \\ \quad \text{e exponencial;} \\ H_1 : \text{Há diferenças significativas entre os modelos ajustados pela Weibull e} \\ \quad \text{exponencial.} \end{cases}$$

Ao aplicar o teste para os modelos ajustados pela exponencial e pela Weibull, obtém-se:

Quadro 1: Resultado do TRV aplicados às distribuições exponencial e Weibull para a PNAB

Estatística de teste (TRV)	Valor-p	Decisão do teste
36,47	<0,001	Rejeitar H_0

Assim, conclui-se que há diferenças relevantes entre o modelo ajustado pela distribuição Weibull e o ajustado pela exponencial. Com isso, há mais confiança em escolher o modelo mais complexo e que apresenta as menores medidas de informação — Weibull. Para este modelo, os parâmetros da Weibull que se ajustaram ao estimador de Kaplan-Meier foram $\hat{\alpha} = 2.127,6$ e $\hat{\gamma} = 0,7546$.

5.1.2 PSE

Ao repetir o processo utilizado para os tempos da PNAB, ajustou-se aos dados as distribuições exponencial, Weibull, log-logística e log-normal. Para comparar estas distribuições à curva de sobrevivência estimada por Kaplan-Meier para os tempos do PSE, observa-se a Figura 15.

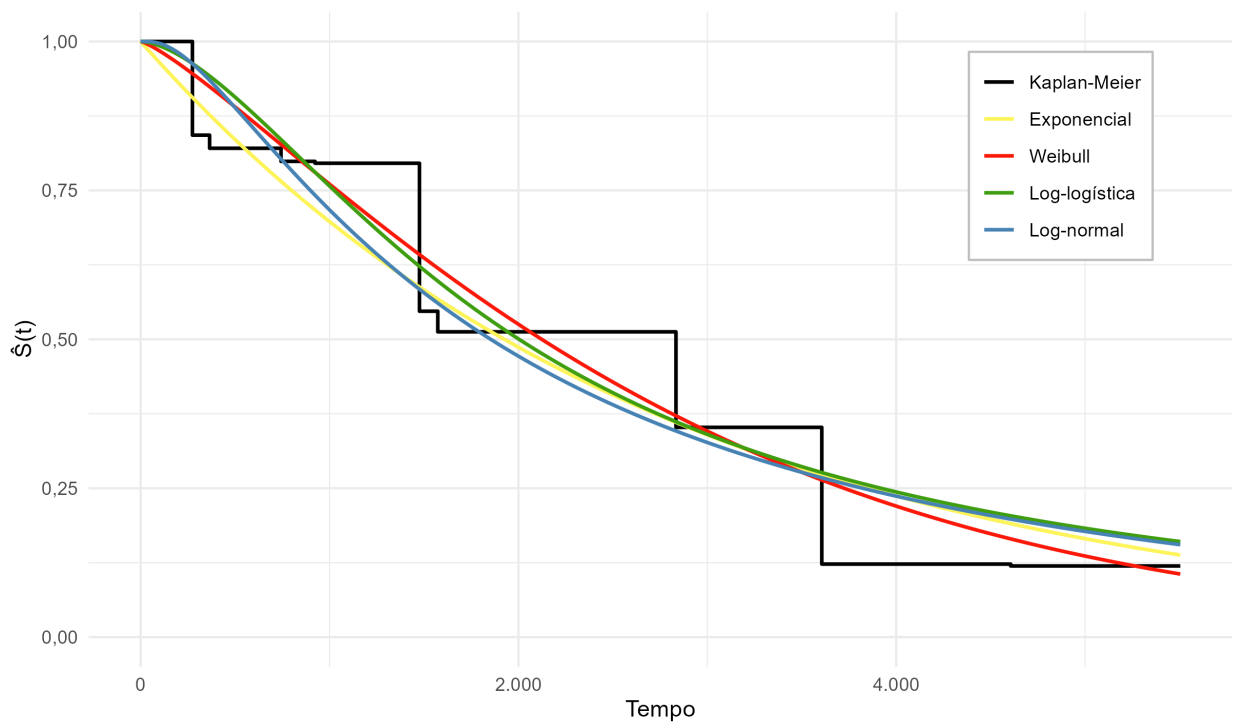


Figura 15: Curvas dos ajustes das distribuições aos tempos do PSE

Pela Figura 15, percebe-se que dificilmente alguma distribuição probabilística terá aderência à curva estimada de Kaplan-Meier em todo intervalo de tempo, pois ela tem poucos tempos de falha e grandes “degraus”, conforme apontado na análise descritiva dos tempos (Seção 4.3).

Ao observar os modelos ajustados pelas quatro distribuições, todas elas tem valores próximos para quase todos os tempos. As exceções são a distribuição exponencial, que até o tempo 1.000 se afastou ao estar abaixo das demais, e a distribuição Weibull, que do tempo 4.000 em diante, também se afastou ao estar abaixo das demais.

Ainda assim, é bastante complicado indicar o melhor modelo observando apenas as curvas de sobrevivência da Figura 15. Com isso, recorreu-se às medidas de informação dos modelos expressos na Tabela 12.

Tabela 12: Medidas de informação para cada distribuição com relação ao PSE

Distribuição	AIC	AICc	BIC
Exponencial	5.002,5	5.002,5	5.006,3
Weibull	4.988,7	4.988,7	4.996,2
Log-logística	5.009,0	5.009,1	5.016,6
Log-normal	5.009,0	5.009,1	5.016,5

Ao observar a Tabela 12, percebe-se que, assim como ocorreu para os tempos da PNAB, a distribuição Weibull foi a que apresentou as menores medidas de informação para os tempos do PSE sob três critérios, indicando que pode ser o modelo mais adequado. Mas, novamente, é interessante aplicar o TRV para verificar se existe diferenças significativas entre este modelo e o mais simples.

Portanto, ao aplicar o TRV para o modelo ajustado pela Weibull e para o modelo ajustado pela exponencial, obtém-se:

Quadro 2: Resultado do TRV aplicados às distribuições exponencial e Weibull para o PSE

Estatística de teste (TRV)	Valor-p	Decisão do teste
15,83	<0,001	Rejeitar H_0

Assim como ocorreu para a PNAB, rejeitou-se a hipótese que não há diferenças significativas entre os modelos. Logo, escolhe-se a distribuição Weibull para ajustar os tempos do PSE. Para este modelo, os parâmetros estimados foram $\hat{\alpha} = 2.857,5$ e $\hat{\gamma} = 1,2337$.

5.2 Ajuste univariado para uma variável explicativa

Embora este não seja o objetivo principal deste estudo, a ideia de aplicar o ajuste univariado para uma única variável explicativa é captar informações relevantes que venham a auxiliar no ajuste de modelos mais complexos posteriormente. Portanto, será apresentada uma tabela com informações acerca dos modelos ajustados com apenas uma covariável e também uma matriz de correlação, para observar possíveis combinações de variáveis explicativas que podem gerar modelos com multicolinearidade — o que deseja-se evitar.

Com a etapa de ajuste da distribuição de probabilidade concluída, definiu-se que a distribuição Weibull será utilizada tanto para os tempos da PNAB quanto para os tempos do PSE. Ao relembrar o que foi visto na Seção 2.5.1, o vetor de variáveis explicativas \mathbf{x} associa-se ao parâmetro de escala α por meio da função de ligação exponencial, que restringe o intervalo paramétrico a valores positivos.

Sendo assim, será utilizado o método de máxima verossimilhança para estimar os parâmetros da função de sobrevivência da Weibull, tal que $\alpha = \exp(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta})$ e

$$S(t) = \exp \left[- \left(\frac{t}{\exp(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta})} \right)^\gamma \right].$$

Diante da grande quantidade de potenciais variáveis explicativas presentes na base de dados, se apresentará apenas os ajustes das variáveis consideradas principais abordadas na Análise Descritiva (Seção 4), que irão compor ao menos um dos modelos escolhidos posteriormente. Vale ressaltar que o ajuste para todas as potenciais variáveis explicativas está disponível nas Tabelas 31 e 33 do Apêndice.

Além das características de qualidade do ajuste, também considerou-se a correlação entre as candidatas a variáveis explicativas, uma vez que, em casos com duas ou mais covariáveis, busca-se um modelo parcimonioso que não apresente multicolinearidade, pois isso comprometeria a qualidade dos resíduos e a interpretação dos parâmetros. Para isso, evita-se agrupar variáveis explicativas com alta correlação entre si.

5.2.1 PNAB

Ao começar pelos ajustes aos tempos da PNAB, observou-se modelos Weibull para as oito variáveis explicativas apresentadas na Análise Descritiva (Seção 4) e suas transformações logarítmicas, pois para alguns modelos, essas variáveis transformadas apresentaram menor BIC. Para cada ajuste, aplicou-se a normalização pela normal padrão às covariáveis, de modo que todas elas passaram a estar na mesma escala entre si. Vale ressaltar que este processo não afeta a qualidade do ajuste, pois mantém inalteradas a verossimilhança e as medidas de informação (AIC, AICc e BIC). Além disso, a normalização coloca todos os coeficientes na mesma escala, facilitando a interpretação e comparação entre eles, e também facilita o processo de estimação dos parâmetros.

A estimativa do parâmetro associado à covariável, erro-padrão, valor-p e BIC dos modelos ajustados estão na Tabela 13. Os resultados da Tabela 13 estão ordenados em ordem crescente do BIC. A partir desta análise, utilizou-se apenas o BIC como critério de informação, pois diferentemente do AIC e AICc, o BIC considera a quantidade de observações da base de dados para gerar seu resultado.

Tabela 13: Estimativa de modelos com uma variável explicativa para a PNAB

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Valor-p	BIC
log(Orçamento total executado)	1,1983	0,0273	<0,0001	4.280,1
Orçamento total executado	1,2003	0,0284	<0,0001	4.289,1
log(Orçamento discricionário autorizado)	1,2007	0,0609	<0,0001	4.613,2
Taxa de veto	0,9406	0,0915	<0,0001	4.676,9
Orçamento discricionário autorizado	1,3842	0,0887	<0,0001	4.680,5
log(Taxa ministerial)	0,9957	0,0747	<0,0001	4.699,2
log(Taxa de veto)	0,8080	0,0705	<0,0001	4.702,3
log(PIB per capita)	0,9211	0,0698	<0,0001	4.718,7
Taxa ministerial	0,8997	0,0859	<0,0001	4.747,6
PIB per capita	1,2076	0,1528	<0,0001	4.776,1
Taxa de execução do orçamento discricionário	0,4247	0,0611	<0,0001	4.805,4
log(Taxa de execução do orçamento discricionário)	0,3720	0,0597	<0,0001	4.818,1
Taxa de aprovação legislativa	-0,4984	0,1183	<0,0001	4.838,7
log(Taxa de aprovação legislativa)	-0,2757	0,1177	0,0191	4.852,3
Número de servidores	0,0888	0,0678	0,1901	4.858,0
log(Número de servidores)	0,0604	0,0669	0,3666	4.858,9

Com base na Tabela 13, observa-se que o log do *orçamento total executado* e o próprio *orçamento total executado* (sem o log) tiveram o menor e 2º menor BIC, respectivamente, indicando que, individualmente, foram as duas covariáveis que melhor explicaram os tempos da PNAB. Além disso, há uma diferença considerável entre o BIC destas duas covariáveis, que esteve entre 4.280 e 4.290, com relação as demais, cujo valor foi maior que 4.613, evidenciando a diferença na qualidade dos ajustes.

A análise dos coeficientes revela que apenas a *taxa de aprovação legislativa* e sua transformação apresentaram sinais negativos. Isso significa que um aumento na taxa de aprovação legislativa reduz a probabilidade de sobrevivência, ou seja, aumenta a probabilidade de adotar a política. Isso ocorre porque ao construir a distribuição Weibull com parâmetro de escala $\alpha = \exp(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta})$, quando o coeficiente é negativo, o aumento da covariável associada faz com que o α diminua, o que reduz a escala e os valores da função de sobrevivência. Por outro lado, como as demais variáveis explicativas têm coeficientes positivos, seus aumentos elevam a probabilidade de sobrevivência, pela mesma lógica de associar ao parâmetro de escala explicada previamente.

Além disso, percebe-se que apenas a variável *número de servidores* e seu log possuem um valor-p passível de não rejeição de H_0 sob os critérios tradicionais de modelagem.

No entanto, não somente os ajustes individuais são importantes durante a mo-

delagem. É também importante verificar a correlação entre as candidatas a variáveis explicativas, uma vez que utilizar duas ou mais candidatas com correlação forte (positiva ou negativa) pode gerar um modelo com multicolinearidade. Considerando esta proposição, apresenta-se a matriz de correlação por meio da Figura 16.

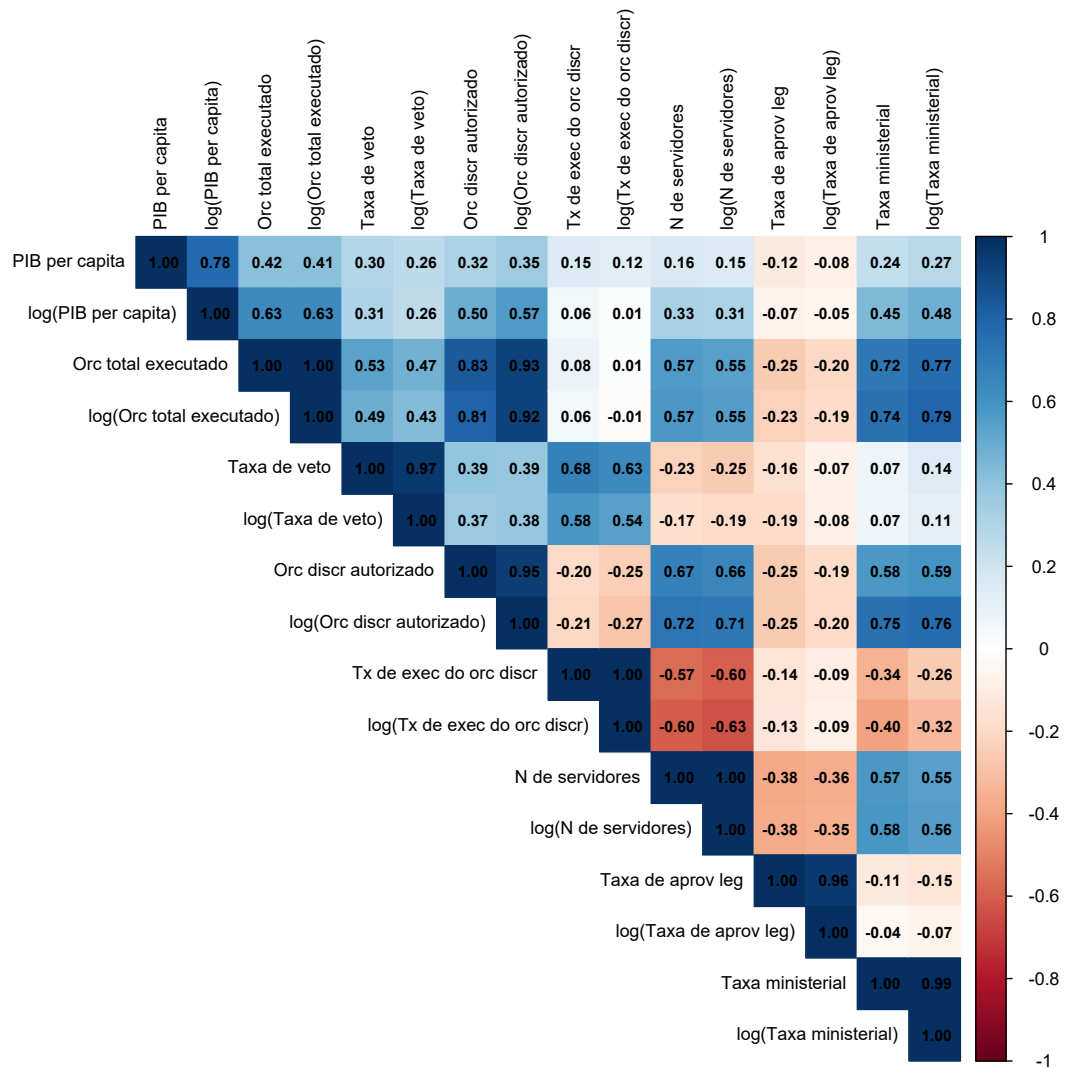


Figura 16: Matriz de correlação da PNAB

A matriz de correlação apresentada da Figura 16 indica o coeficiente de correlação de Pearson para cada possível par de variáveis explicativas. Naturalmente, a correlação de uma variável com ela mesma resulta em 1, assim como a correlação de uma variável com seu log é obrigatoriamente positiva e tende a ser forte, uma vez que a transformação logarítmica é monotônica. Percebe-se que a maioria dos pares tiveram correlação positiva. A variável que mais destoia deste padrão é a *taxa de aprovação legislativa*, que justamente foi a que apresentou um coeficiente negativo na Tabela 13.

Ao focar apenas nos casos com correlação forte, a Tabela 14 apresenta todos os

pares de variáveis cujo ρ de Pearson $\geq 0,7$ ou ρ de Pearson $\leq -0,7$. Excluiu-se da Tabela 14 os pares da variável com seu log, pois todos tiveram correlação forte.

Tabela 14: Pares de variáveis da PNAB com correlação forte

Variável 1	Variável 2	ρ de Pearson
log(Orçamento discricionário autorizado)	Orçamento total executado	0,93
log(Orçamento discricionário autorizado)	log(Orçamento total executado)	0,92
Orçamento discricionário autorizado	Orçamento total executado	0,83
Orçamento discricionário autorizado	log(Orçamento total executado)	0,81
log(Taxa ministerial)	log(Orçamento total executado)	0,79
log(Taxa ministerial)	Orçamento total executado	0,77
log(Taxa ministerial)	log(Orçamento discricionário autorizado)	0,76
Taxa ministerial	log(Orçamento discricionário autorizado)	0,75
Taxa ministerial	log(Orçamento total executado)	0,74
Número de servidores	log(Orçamento discricionário autorizado)	0,72
Taxa ministerial	Orçamento total executado	0,72
log(Número de servidores)	log(Orçamento discricionário autorizado)	0,71

Ao seguir as boas práticas de modelagem, evitou-se utilizar os pares destacados acima simultaneamente nas etapas seguintes, visando evitar multicolinearidade.

5.2.2 PSE

Para os ajustes aos tempos do PSE, novamente considerou-se modelos que seguem a distribuição Weibull para as oito variáveis explicativas apresentadas na Análise Descritiva (Seção 4) e suas transformações logarítmicas. Assim como para a PNAB, as covariáveis foram normalizadas para simplificar a interpretação dos coeficientes e facilitar a estimação dos parâmetros feita computacionalmente.

Tabela 15: Estimativa de modelos com uma variável explicativa para o PSE

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Valor-p	BIC
log(Taxa de veto)	0,9001	0,0208	<0,0001	4.168,0
Taxa de veto	0,9546	0,0314	<0,0001	4.281,3
Orçamento total executado	1,0225	0,0141	<0,0001	4.287,7
log(Orçamento total executado)	1,0195	0,0136	<0,0001	4.294,6
log(Orçamento discricionário autorizado)	0,7879	0,0507	<0,0001	4.811,1
Orçamento discricionário autorizado	0,7163	0,0591	<0,0001	4.870,3
Taxa de aprovação legislativa	-0,4804	0,0447	<0,0001	4.897,5
log(Taxa de aprovação legislativa)	-0,4939	0,0484	<0,0001	4.906,7
log(PIB per capita)	0,4392	0,0500	<0,0001	4.926,4
Taxa de execução do orçamento discricionário	0,2779	0,0336	<0,0001	4.940,0
PIB per capita	0,4929	0,0839	<0,0001	4.953,3
log(Taxa de execução do orçamento discricionário)	0,2507	0,0341	<0,0001	4.953,9
Taxa ministerial	0,1911	0,0384	<0,0001	4.975,8
log(Taxa ministerial)	0,1034	0,0373	0,0056	4.994,3
log(Número de servidores)	-0,1080	0,0437	0,0135	4.995,8
Número de servidores	-0,0831	0,0436	0,0566	4.998,3

Pela Tabela 15, observa-se que o modelo ajustado pelo log da *taxa de veto* teve o menor BIC (4.168), com uma diferença razoável para os demais. Em seguida, estão a *taxa de veto*, *orçamento total executado* e o seu log, respectivamente, com o BIC na faixa de 4.280 a 4.300. Já as 12 variáveis restantes apresentaram o valor consideravelmente mais alto, acima de 4.800.

Ao observar os coeficientes, há quatro variáveis com valores negativos: o número de servidores, o log do *número de servidores* e, novamente, a *taxa de aprovação legislativa* e sua transformação. As demais variáveis explicativas apresentaram coeficientes positivos. Ou seja, o sinal dos coeficientes pode mudar conforme a política analisada, pois para a PNAB o *número de servidores* foi maior que 0. Ademais, somente a variável *número de servidores* possui um valor-p passível de não rejeição de H_0 sob os critérios tradicionais de modelagem.

Ao considerar mais uma vez a correlação entre as variáveis para verificar possíveis combinações que venham a gerar multicolinearidade, pode-se observar a matriz de correlação para o PSE na Figura 17.

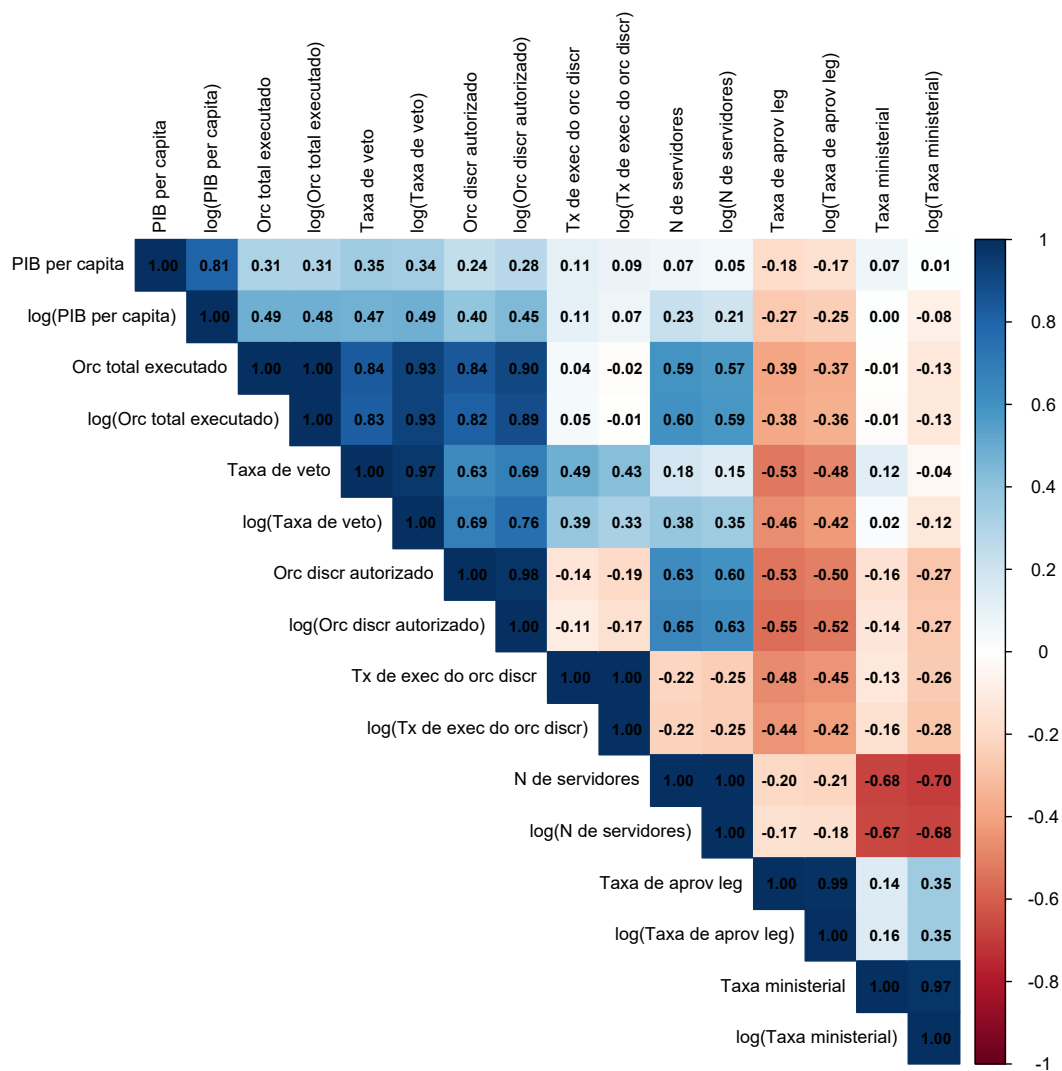


Figura 17: Matriz de correlação do PSE

Ao comparar a matriz de correlação do PSE (Figura 17) com a da PNAB (Figura 16), percebe-se que o PSE apresentou mais correlações negativas que a PNAB. Além disso surpreende que a variável *número de servidores*, que teve coeficiente negativo pela Tabela 15, formou diversos pares com correlação positiva, inclusive com intensidade moderada. Já a outra variável que teve coeficiente negativo, a *taxa de aprovação legislativa*, teve praticamente todos seus pares com correlação negativa, o que é mais condizente com os valores apresentados dos coeficientes.

Novamente ao observar somente casos com correlação forte, a Tabela 16 apresenta os pares de variáveis cujo ρ de Pearson $\geq 0,7$ ou ρ de Pearson $\leq -0,7$. De novo, ignorou-se da Tabela 16 os pares da variável com seu log, pois todos tiveram correlação forte.

Tabela 16: Pares de variáveis do PSE com correlação forte

Variável 1	Variável 2	ρ de Pearson
log(Taxa de veto)	Orçamento total executado	0,93
log(Taxa de veto)	log(Orçamento total executado)	0,92
log(Orçamento discricionário autorizado)	Orçamento total executado	0,90
log(Orçamento discricionário autorizado)	log(Orçamento total executado)	0,89
Orçamento discricionário autorizado	Orçamento total executado	0,84
Taxa de veto	Orçamento total executado	0,84
Taxa de veto	log(Orçamento total executado)	0,83
Orçamento discricionário autorizado	log(Orçamento total executado)	0,82
log(Orçamento discricionário autorizado)	log(Taxa de veto)	0,76
Número de servidores	log(Taxa ministerial)	-0,70

Com base nos critérios de multicolinearidade, evitou-se a união dos pares dispostos na Tabela 16 nas etapas seguintes de modelagem.

5.3 Modelos de regressão bivariados via cópula de Clayton

Até esta etapa, construiu-se a base necessária para realizar o que é, de fato, o principal objetivo deste estudo: analisar modelos de regressão bivariados via análise de sobrevivência com o uso de cópula para os tempos da PNAB e do PSE.

Relembrando que o tipo de cópula implementada foi a de **Clayton**, que pertence à classe de **cópulas arquimedianas**. Conforme visto na Seção 2.7, mais especificamente na equação (2.7.1), modelos de sobrevivência bivariados via cópula de Clayton tem função de sobrevivência bivariada dada por:

$$S(t_1, t_2 | \mathbf{x}) = (S(t_1 | \mathbf{x}_1)^{-\phi} + S(t_2 | \mathbf{x}_2)^{-\phi} - 1)^{-1/\phi}.$$

Como ambas as marginais foram definidas como Weibull na etapa do ajuste da distribuição de probabilidade (Seção 5.1), a função de sobrevivência conjunta é

$$S(t_1, t_2 | \mathbf{x}) = \left(\exp \left[- \left(\frac{t_1}{\exp(\mathbf{x}_1^T \boldsymbol{\beta}_1)} \right)^{\gamma_1} \right]^{-\phi} + \exp \left[- \left(\frac{t_2}{\exp(\mathbf{x}_2^T \boldsymbol{\beta}_2)} \right)^{\gamma_2} \right]^{-\phi} - 1 \right)^{-1/\phi}.$$

Assim, selecionou-se 37 modelos ajustados seguindo esta estrutura. Conforme a composição de cópulas permite, variou-se tanto a quantidade de variáveis explicativas em cada marginal, quanto quais eram essas variáveis explicativas. Considerou-se apenas

modelos que tendem a não apresentar multicolinearidade, sob o critério de não adicionar variáveis explicativas com correlação forte entre si, conforme expresso na Seção do ajuste univariado para uma variável explicativa (Seção 5.2).

O modelo com menos covariáveis testadas foi o que unia duas marginais simples (sem covariáveis) para cada marginal, que também foi o que teve a menor qualidade de ajuste, com um BIC de 9.805,9 e $\hat{\phi} = 0,645$ (ponto mais à direita da Figura 18, bem escuro). Já o modelo com mais variáveis explicativas é o indicado na cor amarela no canto inferior esquerdo da Figura 18 (um pouco acima do Modelo 4). Este teve um BIC igual a 7.610,7, $\hat{\phi} = -0,014$ e possui dez variáveis explicativas, sendo cinco para a marginal da PNAB e cinco para a marginal do PSE.

Para facilitar a análise de todos estes modelos conjuntamente, elaborou-se um gráfico de dispersão do BIC pelo parâmetro da cópula — ϕ apresentado na Figura 18. Informações sobre o ajuste de cada um destes modelos bivariados estão disponíveis na Tabela 39 do Apêndice.

Além disso, vale lembrar que:

- Quanto menor o BIC, melhor é o ajuste do modelo;
- Se $\phi > 0$, quanto maior o ϕ , maior é a correlação **positiva** entre os tempos da PNAB e os tempos do PSE;
- Se $-1 \leq \phi < 0$, quanto mais ϕ se aproxima de -1, maior é a correlação **negativa** entre os tempos da PNAB e os tempos do PSE;
- Conforme ϕ se aproxima de 0, menor é a correlação (positiva ou negativa) entre os tempos da PNAB e os tempos do PSE;
- Pode-se obter o τ de Kendall entre os tempos da PNAB e os tempos do PSE pela relação $\tau_{\phi} = \frac{\phi}{\phi + 2}$.

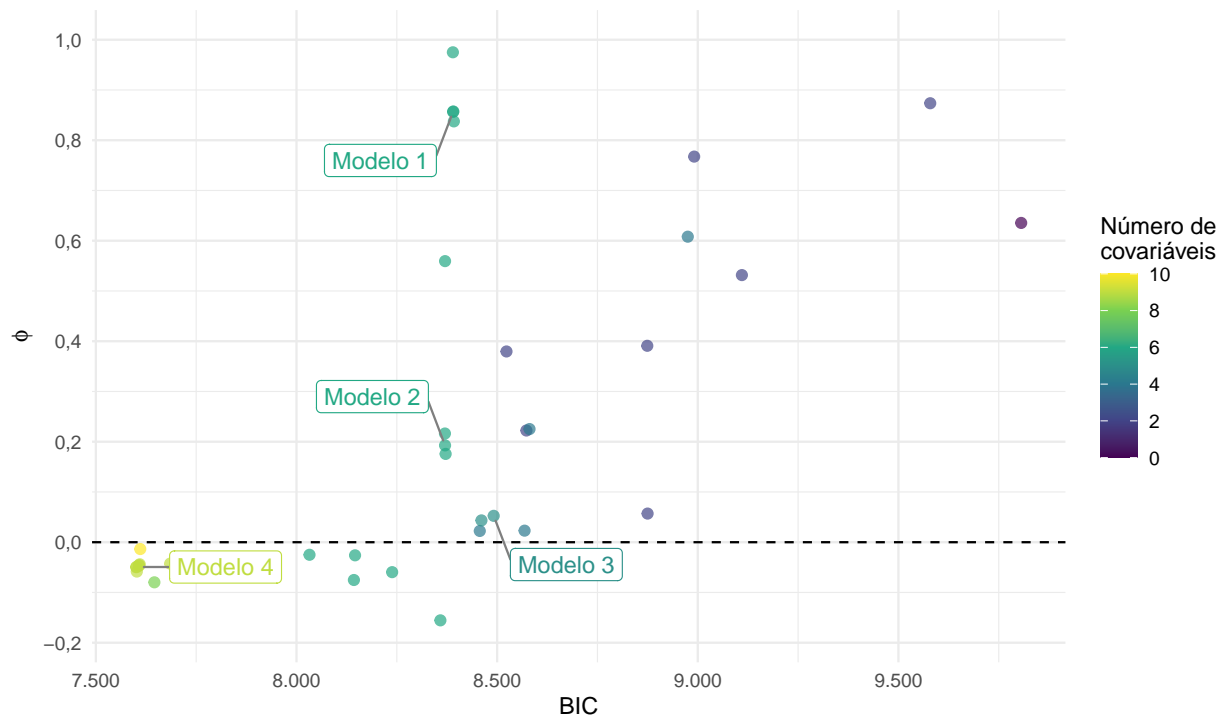


Figura 18: Gráfico de dispersão dos modelos de regressão bivariados via cópula de Clayton para a PNAB e PSE

Ao observar a cor dos pontos do gráfico de dispersão da Figura 18, percebe-se que modelos com mais covariáveis (cores claras) tiveram BICs menores, concentrando-se ao lado esquerdo do gráfico. Assim como os modelos com menos covariáveis (cores escuras) apresentaram BICs maiores, em que seus valores foram de 8.500 ou mais.

Com isso, constatou-se que, de forma geral, modelos com mais variáveis explicativas apresentaram um ajuste mais refinado que modelos com poucas variáveis explicativas. Ou seja, a complexidade trazida ao modelo por implementar mais covariáveis é compensada pelo ganho de performance, pelo menos até cerca de nove ou dez covariáveis.

Ao destacar o comportamento dos pontos com relação a ϕ , percebe-se que a maioria deles está no quadrante em que $\phi > 0$. Nestes casos, há indicativos que, sob as variáveis do modelo, os tempos da PNAB e PSE possuem uma correlação positiva, o que condiz com o que foi visto a análise descritiva dos tempos na Seção 4.3.

Além disso, percebe-se que o ϕ apresentou valores distantes de zero e positivos apenas para modelos com maiores BIC, de modo que, pode-se sugerir uma relação linear positiva entre o BIC e ϕ , a partir da região em que o BIC é maior que 8.000. No entanto, percebe-se que essa sugestão possui valores discrepantes, como o próprio Modelo 1, que será detalhado na Seção 5.4.

Já na região que comporta os modelos mais poderosos (BIC menor que 8.250), o ϕ

aparenta ter estabilizado em valores próximos de -0,05, o que implica em $\tau_{-0,05} = -0,0256$. Uma interpretação possível é que esta região apresenta correlação negativa entre os tempos da PNAB e do PSE, o que, de fato, condiz com a literatura. No entanto, diante de um ϕ e um τ_ϕ tão próximos de 0, é mais apropriado supor que os tempos da PNAB e do PSE são **independentes**. Em outras palavras, os modelos com melhor ajuste sob o critério do BIC podem ser simplificados tal que $S_{12}(t_1, t_2) = S_1(t_1)S_2(t_2)$, ignorando a estrutura da cópula e tratando a distribuição conjunta como o produto das marginais, pois a diferença entre os modelos com e sem cópula é mínima.

Por fim, observou-se a tendência de que, quanto melhor for o ajuste (sob o critério do menor BIC) das marginais, melhor é o ajuste do modelo de regressão bivariado via cópula de Clayton formado por estas marginais. Assim como na relação observada entre o BIC e o ϕ , está propensão também apresenta desvios (pontos discrepantes), de modo que, quanto ϕ se afasta de 0, maior é a chance de existir valores discrepantes a esta propensão, de modo que, quando ϕ se aproxima de 0, esta regra é quase absoluta (sem desvios). Isso condiz com a teoria de cópulas, uma vez que se $\phi \rightarrow 0$, obtém-se $S_{12}(t_1, t_2) = S_1(t_1)S_2(t_2)$ (Seção 2.7.1).

5.4 Modelo 1

Conforme citado na Seção anterior, existe a tendência de que, para modelos em que o BIC é maior que 8.300, conforme o BIC cresce, ϕ também cresce. Com isso, a escolha em detalhar a análise deste modelo é ilustrar que esta tendência não é uma regra. O Modelo 1 é prova disso, pois pela qualidade do ajuste (BIC = 8.390,2), não era esperada a presença de um parâmetro $\hat{\phi}$ alto (0,8566).

O Modelo 1 é composto por seis variáveis explicativas, sendo três para a marginal da PNAB e três para a marginal do PSE. A variável *PIB per capita* (Seção 4.4) foi incluída em ambas as marginais por meio da sua transformação pelo log. A ideia é que ela cumpra o papel de variável controle. Além dela, a PNAB teve as covariáveis log do *orçamento total executado* (Seção 4.5) e o log da *taxa de execução do orçamento discricionário* (Seção 4.8), e o PSE teve a *taxa de veto* (Seção 4.6) e o log do *orçamento discricionário autorizado* (Seção 4.7).

Ao dispor todas as variáveis explicativas na escala da normal padrão e estimar os parâmetros por máxima verossimilhança, chegou-se ao modelo apresentado na Tabela 17.

Tabela 17: Estimativa dos parâmetros do Modelo 1

Associação	Parâmetro	Coefficiente	Erro-padrão	Valor-p
PNAB	Intercepto	7,1796	0,0244	<0,0001
	log(PIB per capita)	0,0530	0,0274	0,0531
	log(Orçamento total executado)	1,1000	0,0303	<0,0001
	Taxa de execução do orçamento discricionário	0,2738	0,0297	<0,0001
	γ	2,7013	0,1529	-
PSE	Intercepto	7,6453	0,0142	<0,0001
	log(PIB per capita)	0,0120	0,0148	0,4201
	Taxa de veto	0,7109	0,0301	<0,0001
	log(Orçamento discricionário autorizado)	0,1792	0,0150	<0,0001
	γ	4,5032	0,2570	-
Cópula	ϕ	0,8566	0,2607	-

Ao observar os valores-p dos coeficientes do modelo, percebe-se que apenas os logaritmos do *PIB per capita* possuem valores que poderiam levá-los a serem retirados. Mas como esta variável cumpre o papel de controle, sua ideia é manter a homogeneidade dos modelos e, não necessariamente, explicar os tempos. Além disso, ao utilizar um modelo via cópula, pode-se interpretar as estimativas tanto das marginais, quanto do parâmetro ϕ .

Ao olhar para os parâmetros associados à PNAB, percebe-se que as três covariáveis possuem coeficiente positivo, de modo que, conforme cada uma cresce, a probabilidade de sobreviver também cresce. Ou seja, com base no Modelo 1, quanto menor for o *PIB per capita*, o *orçamento total executado* e a *taxa de execução do orçamento discricionário*, mais suscetível é o município em adotar a PNAB. Essas interpretações dos coeficientes condizem com os ajustes univariados para uma variável explicativa vistos na Seção 5.2.1. Além disso, o logaritmo do *orçamento total executado* foi o que apresentou o maior valor, em módulo, do coeficiente. Assim, pode-se dizer que esta é a covariável da PNAB de maior magnitude sobre a adesão à política.

Por fim, o parâmetro de forma γ possui um espaço paramétrico diferenciado, tal que $\gamma \in (0, \infty)$. Isso faz com a construção de seu valor-p não seja baseada na distribuição normal. Com isso, sua análise será apenas exploratória. Assim, como seu coeficiente foi acima de 1, sabe-se que sua função de risco $h(t)$ apresenta um forma crescente. Um comportamento distinto ao observado no ajuste da distribuição de probabilidade da PNAB (Seção 5.1.1).

Ao observar os parâmetros associados ao PSE, as conclusões são semelhantes às

encontradas para a PNAB. Novamente, as três variáveis explicativas tiveram coeficiente positivo, de modo que o crescimento de cada uma delas implica na diminuição da probabilidade do município adotar o PSE.

Neste recorte, a *taxa de veto* foi a covariável com maior valor em módulo para o coeficiente, sendo assim, a variável explicativa com maior peso na adesão do PSE. Já a estimativa $\hat{\gamma}$ apresentou novamente um valor acima de 1, o que, novamente, indica uma função de risco crescente. Um comportamento curioso, pois no ajuste paramétrico (sem covariáveis) para a Weibull visto na Seção 5.1.1, observou-se $\hat{\gamma} = 0,7546$.

Por fim, o parâmetro ϕ requer uma análise distinta. Como seu espaço paramétrico é especial, tal que $\phi \in [-1, \infty)$, $\phi \neq 0$, encontrar seu valor-p é uma tarefa complicada. Diante disso, a decisão de incluir o termo da cópula no modelo, que implica em considerar a dependência entre os tempos da PNAB e do PSE, seguirá apenas critérios exploratórios.

Ao relembrar que a partir do ϕ pode-se encontrar o τ de Kendall pela fórmula $\tau_{\phi}(T_1, T_2) = \frac{\phi}{\phi + 2}$, afirma-se que pelo Modelo 1, os tempos da PNAB e do PSE tem $\hat{\tau}_{0,8566} = 0,2999$. Embora não seja uma correlação forte, o valor está longe de ser desprezível e indica uma correlação positiva, ou seja, o aumento do tempo de sobrevivência de uma política implica no aumento do tempo de sobrevivência da outra.

Diante deste cenário, optou-se por manter o ϕ no modelo. Assim, a relação de dependência entre os tempos está sendo quantificada. Uma vez que definiu-se a forma do modelo, pode-se observar a superfície formada por ele em sua função de sobrevivência.

Como cada combinação diferente de valores para as variáveis explicativas forma uma superfície distinta, utilizou-se a **média** da covariável como entrada destes dados. Ao saber que os dados estão normalizados pela normal padrão, a média deles é zero, de modo que os únicos parâmetros contabilizados no ajuste foram os interceptos, os γ s e o ϕ . Assim, as estimativas para o parâmetro α para a Weibull da PNAB e PSE foram 1.312 e 2.091, respectivamente. A representação desta superfície está na Figura 19.

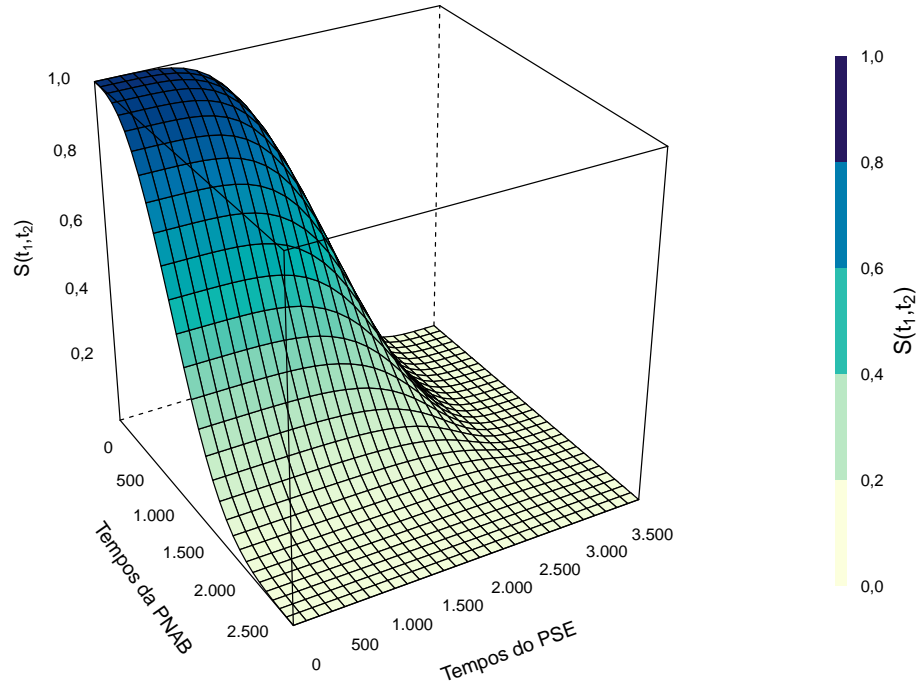


Figura 19: Gráfico da superfície formada pela função de sobrevivência do Modelo 1

No caso bivariado, dados tempos t_1 e t_2 , o resultado de $S(t_1, t_2)$ indica a probabilidade de um dado município ter aderido a **pelo menos uma** das duas políticas.

Ao observar a superfície na Figura 19, percebe-se nos tempos $(0, 0)$, $\hat{S}(0, 0) = 1$, que é o pico da função. Conforme os tempos aumentam, $\hat{S}(t_1, t_2)$ diminui. Este comportamento decrescente é uma propriedade importante de funções de sobrevivência. O que faz sentido, uma vez que, conforme o tempo passa, maior é a chance que, em dado momento, o município tenha aderido à política.

Além disso, ao analisar o eixo dos tempos da PNAB, percebe-se que a partir do tempo 2.000, a probabilidade de sobrevivência expressa por $\hat{S}(t_1, t_2)$ estava muito próxima de 0. Já para o eixo do PSE, $\hat{S}(t_1, t_2)$ foi se aproximar de zero apenas por volta do tempo 3.000. Isso condiz com a análise descritiva dos tempos realizada em 4.3, em que se observou que, para a maior parte do tempo, a curva de sobrevivência do PSE esteve acima da curva de sobrevivência da PNAB.

5.5 Modelo 2

O Modelo 2 possui uma composição muito similar ao Modelo 1 (Seção 5.4). Neste caso, também existem seis variáveis, sendo que cinco delas são as mesmas do Modelo 1: para as duas políticas, o log do *PIB per capita* (Seção 4.4), apenas para a PNAB, o log do orçamento total executado (Seção 4.5) e a *taxa de execução do orçamento discricionário* (Seção 4.8) e apenas para o PSE, a *taxa de veto* (Seção 4.6). O que difere o Modelo 2 do Modelo 1 é a substituição do log do *orçamento discricionário autorizado* (Seção 4.7) pela *taxa de execução do orçamento discricionário* (Seção 4.8) para o PSE.

Essa similaridade se reflete no BIC, em que o valor foi 8.390,2 para o Modelo 1 e 8.370,2 para o Modelo 2. No entanto, para o $\hat{\phi}$, houve uma grande queda do Modelo 1 para o 2, de 0,8566 para 0,1927. Apesar disso, o Modelo 2 aparenta seguir o padrão de linearidade entre BIC e ϕ observado no gráfico de dispersão da Figura 18.

Com isso, essa grande diferença no parâmetro da cópula mostra a sensibilidade do ϕ com relação às variáveis explicativas do modelo, de modo que a alteração de apenas uma covariável provocou uma grande mudança no $\hat{\phi}$, levando o Modelo 1 a ser considerado um ponto discrepante, enquanto o Modelo 2 apresentou valores mais condizentes com o padrão linear sugerido pela Figura 18.

Novamente ao colocar todas as variáveis explicativas na escala da distribuição normal padrão, estimou-se o modelo descrito na Tabela 18.

Tabela 18: Estimativa dos parâmetros do Modelo 2

Associação	Parâmetro	Coefficiente	Erro-padrão	Valor-p
PNAB	Intercepto	7,1811	0,0243	<0,0001
	log(PIB per capita)	0,0417	0,0297	0,1600
	log(Orçamento total executado)	1,1385	0,0344	<0,0001
	Taxa de execução do orçamento discricionário	0,2669	0,0317	<0,0001
	γ	2,7781	0,1541	-
PSE	Intercepto	7,6586	0,0139	<0,0001
	log(PIB per capita)	0,0100	0,0163	0,5409
	Taxa de veto	0,9905	0,0305	<0,0001
	Taxa de execução do orçamento discricionário	-0,1718	0,0161	<0,0001
	γ	4,6551	0,2501	-
Cópula	ϕ	0,1927	0,2400	-

Pelos valores-p, novamente o log do *PIB per capita* poderia vir a ser retirado

do modelo a depender do ponto de corte escolhido, mas como esta variável serve para controle, deve ser mantida.

Para a marginal da PNAB, mais uma vez as três variáveis explicativas tiveram coeficientes positivos, de modo que, quanto maior são elas, menor é a probabilidade de adotar a PNAB. E pelos valores destes coeficientes, percebe-se que o log do *orçamento total executado* foi a covariável de maior magnitude. Além disso, esta marginal possui função de risco crescente, pois $\hat{\gamma} > 1$.

Já na marginal do PSE, a nova variável explicativa, *taxa de execução do orçamento discricionário*, apresentou sinal negativo, ou seja, quanto maior a taxa de execução do orçamento discricionário, maior a probabilidade de adesão ao PSE. No entanto, esta interpretação deve ser feita com ressalvas, pois ao observar o ajuste univariado para uma variável explicativa (Seção 5.2.2), esta covariável apresentou coeficiente positivo. Esta troca de sinal da covariável pode indicar um possível efeito de multicolinearidade no modelo, ainda que não haja nenhum par de covariáveis cuja correlação seja forte. Com isso, recomenda-se cautela ao usar este modelo.

Ao observar os demais parâmetros associados ao PSE, percebe-se que a *taxa de veto* é a variável explicativa que teve maior efeito sobre os tempos, pois teve maior coeficiente em módulo. Além disso, como o γ estimado foi maior que 1, sua função de risco é crescente.

Por fim, o ϕ estimado foi de 0,1927, o que implica que $\hat{\tau}_{0,1927} = 0,0879$. Embora esta correlação seja fraca, ainda é um valor não tão próximo de 0. Por cautela, é interessante manter o parâmetro ϕ no modelo, supondo que existe correlação positiva entre os tempos neste modelo.

Uma vez que analisou-se os coeficientes estimados, observa-se pela Figura 20 a superfície gerada para Modelo 2 quando as variáveis explicativas assumem o valor de sua média (zero devido a normalização).

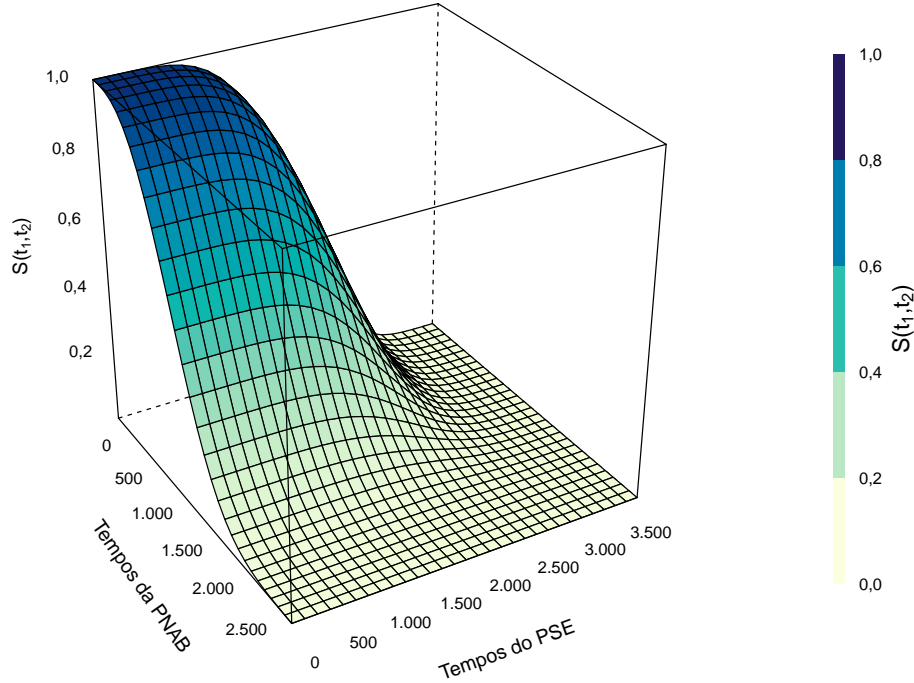


Figura 20: Gráfico da superfície formada pela função de sobrevivência do Modelo 2

A superfície gerada para o Modelo 2 na Figura 20 apresenta grande similaridade com a superfície do Modelo 1 na Figura 19. Isso condiz com os valores muito parecidos dos coeficientes apresentados para o Modelo 1 (Seção 5.4) na Tabela 17 e para o Modelo 2 na Tabela 18. A maior diferença está no parâmetro da cópula.

O Modelo 2 apresentou um decaimento um pouco mais agudo que o Modelo 1 (Seção 5.4), isso pode ser em decorrência das estimativas dos parâmetros γ s ligeiramente maiores e menor ϕ . Ainda assim, apenas pelos gráficos das superfícies, é difícil de isso ser constatado.

Ademais, o restante das interpretações seguem a mesma linha do Modelo 1 (Seção 5.4): a probabilidade de sobrevivência para a PNAB é menor, pois quando $t_1 \geq 2000$, $\hat{S}(t_1, t_2) \approx 0$. Já para o PSE, o tempo (t_2) necessário para que $\hat{S}(t_1, t_2)$ se aproximasse de zero foi 3.000.

5.6 Modelo 3

Assim como ocorreu para o Modelo 2 (Seção 5.5), o intuito de analisar o Modelo 3 é ilustrar que, embora haja indicativos de uma relação linear positiva entre o BIC e o ϕ nos modelos de regressão bivariados via cópula de Clayton (Seção 5.3), há exceções a esta tendência. Isso ocorre porque o valor de ϕ é extremamente sensível às variáveis explicativas que compõem o modelo.

O Modelo 3 compartilha cinco das seis variáveis explicativas presentes no Modelo 1 (Seção 5.4), a única diferença está na retirada da variável *taxa de execução do orçamento discricionário* (Seção 4.8) para a distribuição marginal da PNAB. Com isso, o Modelo 3 é composto pelas variáveis explicativas log do *PIB per capita* (Seção 4.4) para as duas políticas, log do *orçamento total executado* (Seção 4.5) para a PNAB e, *taxa de veto* (Seção 4.6) e log do *orçamento discricionário autorizado* (Seção 4.7).

Esta simplificação que o Modelo 3 representa com relação ao Modelo 1 (Seção 5.4) fez com que o BIC crescesse de 8.390,2 para 8.491,4. Por outro lado, o ϕ estimado também caiu de 0,8566 para 0,0525, contrariando a correlação positiva esperada para estes dois elementos. E mais do que isso, a simples retirada de uma variável explicativa fez com um ϕ que implicava em $\hat{\tau}_{0,8566} = 0,2999$, caísse para um que implica em $\hat{\tau}_{0,0525} = 0,0256$, uma correlação que, em muitos casos, é considerada desprezível.

Além disso, percebe-se que essa sensibilidade não está ligada especificamente a uma política, pois no caso apresentado do Modelo 2 (Seção 5.5), a mudança de covariável com relação ao Modelo 1 (Seção 5.4) ocorreu na marginal do PSE, enquanto no Modelo 3, a alteração ocorreu na marginal da PNAB.

Ao lembrar que todas as variáveis explicativas foram normalizadas pela normal padrão, pode-se observar o modelo obtido pela Tabela 19.

Tabela 19: Estimativa dos parâmetros do Modelo 3

Associação	Parâmetro	Coefficiente	Erro-padrão	Valor-p
PNAB	Intercepto	7,1743	0,0251	<0,0001
	log(PIB per capita)	0,0415	0,0342	0,2240
	log(Orçamento total executado)	1,1725	0,0344	<0,0001
	γ	2,4229	0,1320	-
PSE	Intercepto	7,6469	0,0147	<0,0001
	log(PIB per capita)	0,0099	0,0160	0,5385
	Taxa de veto	0,7529	0,0303	<0,0001
	log(Orçamento discricionário autorizado)	0,1864	0,0182	<0,0001
	γ	4,6194	0,2491	-
Cópula	ϕ	0,0525	0,1728	-

Sobre os parâmetros associados à PNAB, percebe-se que, novamente, o log do *PIB per capita* poderia ter sido retirado do modelo a depender do critério, pois possui um valor-p elevado. Mas, ao manter a coerência quanto a variável controle, optou-se por mantê-la.

Além disso, tanto o *PIB per capita*, quanto o *orçamento total executado* tem coeficientes positivos, de modo que quanto maiores eles forem, menor é a probabilidade de adotar a PNAB. E como o *orçamento total executado* teve um coeficiente maior, sua influência para o modelo é maior. Por fim, o γ estimado foi positivo, o que implica que a função de risco deste modelo é crescente.

Já para o PSE, nota-se novamente que a variável controle log do *PIB per capita* apresentou um valor-p que poderia ter levado a sua retirada do modelo. Assim como no ajuste da marginal da PNAB, todas as variáveis explicativas associadas ao PSE tiveram coeficientes positivos. Neste caso, a *taxa de veto* foi a com maior peso sob a variável resposta: tempos do PSE. Já o ajuste no $\hat{\gamma}$, revelou mais um caso cuja função de risco é crescente.

Ao analisar primeiro o parâmetro da cópula, percebe-se que, conforme comentado anteriormente, $\hat{\phi}$ foi muito próximo de 0, e que o coeficiente de correlação τ de Kendall obtido a partir dele foi $\hat{\tau}_{0,0525} = 0,0256$, também muito baixo.

Sabe-se que pela Seção 2.7.1 que conforme $\phi \rightarrow 0$, obtém-se $S_{12}(t_1, t_2) = S_1(t_1)S_2(t_2)$. Isso somado a um erro-padrão relativamente elevado, leva-se a escolha de optar por dois modelos univariados independentes, um para a PNAB e outro para o PSE, para prosseguir a análise. Deste modo, retirando a arquitetura de cópulas.

Ainda assim, é interessante observar na Figura 21 a superfície formada pelo Modelo 3 ao manter a cópula e definir a média das variáveis explicativas como entradas do vetor \mathbf{x} .

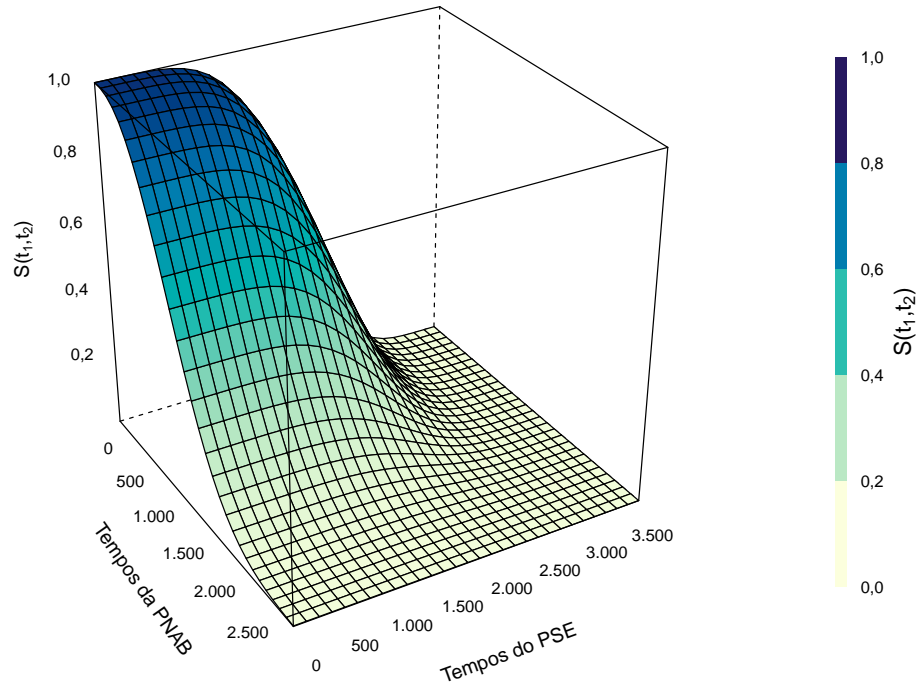


Figura 21: Gráfico da superfície formada pela função de sobrevivência do Modelo 3

Apesar das diferenças entre a estimativa de ϕ para o Modelo 1 (Seção 5.4), Modelo 2 (Seção 5.5) e agora para o Modelo 3, percebe-se que as superfícies por eles formadas são extremamente similares, de modo que a interpretação do plano mostrado na Figura 21 é a praticamente a mesma das anteriores. A maior, e ainda assim pequena, diferença entre as superfícies está na declividade da curva, especialmente nas proximidades de $\hat{S}(1.200, 1.500)$.

5.7 Modelo 3 Sem Cópula

Uma vez que optou-se por retirar a distribuição conjunta via cópula para o Modelo 3 (Seção 5.6), os novos modelos a serem analisados correspondem, individualmente, aos

tempos da PNAB e aos tempos do PSE. Estes são as próprias marginas abordadas no Modelo 3.

5.7.1 Modelo univariado para a PNAB

Ao manter as variáveis explicativas, o ajuste do modelo univariado para a PNAB é apresentado na Tabela 20.

Tabela 20: Estimativa dos parâmetros do Modelo Univariado para a PNAB sob o Modelo 3

Parâmetro	Coeficiente	Erro-padrão	Valor-p
Intercepto	7,1746	0,0251	<0,0001
log(PIB per capita)	0,0379	0,0321	0,2386
log(Orçamento total executado)	1,1753	0,0333	<0,0001
γ	2,4227	0,1320	-

O modelo abordado teve um BIC de 4.284,5. Pela Tabela 20, percebe-se uma similaridade muito grande deste ajuste com o apresentado pelo Modelo 3 completo na Tabela 19. Com isso, a interpretação de seus parâmetros é a mesma apresentada para aquele ajuste.

Para validar um modelo univariado, é importante analisar seus resíduos. Ao utilizar os resíduos de Cox-Snell descritos na Seção 2.5.2, constrói-se um gráfico para avaliar a aderência da curva de sobrevivência dos resíduos estimada por Kaplan-Meier à distribuição exponencial padrão. Curvas próximas sugerem adequação do modelo, enquanto curvas distantes indicam problemas de ajuste.

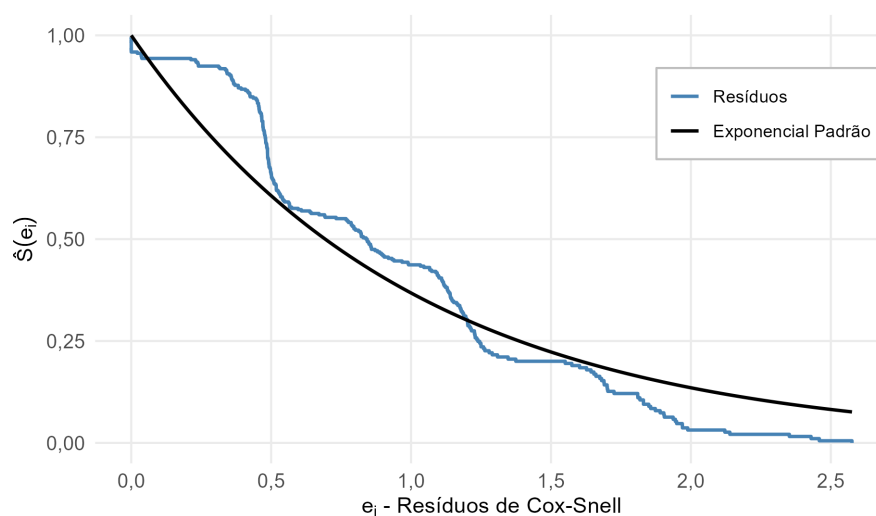


Figura 22: Gráfico dos resíduos de Cox-Snell para o Modelo Univariado para a PNAB sob o Modelo 3

Pela Figura 22, percebe-se que a curva dos resíduos apresentou desvios da exponencial, principalmente no intervalo em que e_i está abaixo de 0,5. Ainda assim, por uma visão geral, o ajuste não foi ruim ao ponto de descartar o modelo. Especialmente ao considerar a natureza acidentada da curva mostrada no ajuste paramétrico da PNAB (Seção 5.1.1). Com isso, considerou-se este modelo como adequado, apesar de requerer atenção.

5.7.2 Modelo univariado para o PSE

O ajuste do modelo univariado para o PSE é mostrado na Tabela 21.

Tabela 21: Estimativa dos parâmetros do Modelo Univariado para o PSE sob o Modelo 3

Parâmetro	Coefficiente	Erro-padrão	Valor-p
Intercepto	7,6464	0,0146	<0,0001
log(PIB per capita)	0,0089	0,0157	0,5725
Taxa de veto	0,7537	0,0300	<0,0001
log(Orçamento discricionário autorizado)	0,1865	0,0182	<0,0001
γ	4,6207	0,2488	-

Este modelo possui um BIC de 4.201,1. Ao observar a Tabela 21, novamente nota-se que os valores deste ajuste são muito próximos ao visto na marginal do PSE no Modelo 3 pela Tabela 19. Assim, a interpretação coincide com a apresentada anteriormente.

Por fim, para analisar os resíduos de Cox-Snell do modelo, utilizou-se a Figura 23.

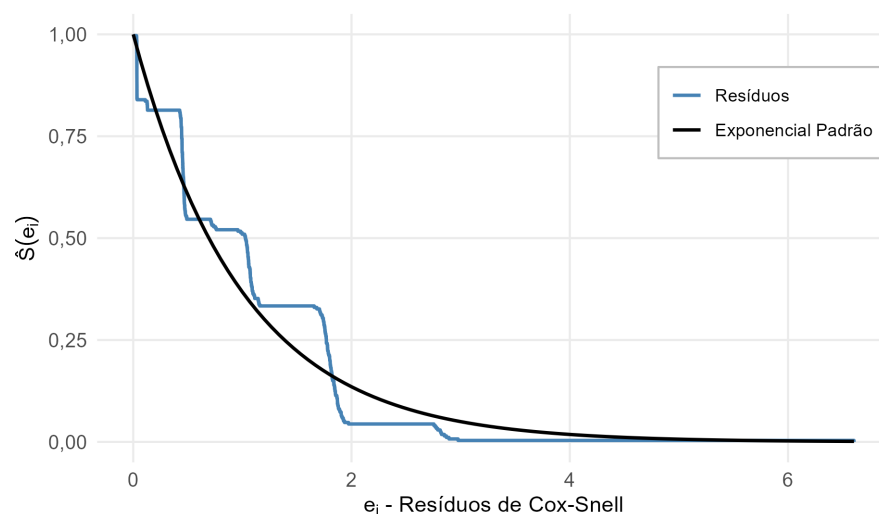


Figura 23: Gráfico dos resíduos de Cox-Snell para o Modelo Univariado para o PSE sob o Modelo 3

Pela Figura 23, as curvas mostradas indicam um comportamento condizente com modelos adequados. Embora haja desvios, especialmente no intervalo em que e_i está entre 1 e 2, isso é natural devido à forma de “degraus” apresentada pelo estimador de Kaplan-Meier para os tempos do PSE expressa na Seção 5.1.2.

5.7.3 Conclusão do Modelo 3

Uma vez constatado que ambos modelos univariados são adequados e condizentes com o que foi apresentado no Modelo 3 (Seção 5.6), pode-se concluir que, neste caso, é preferível utilizar dois modelos univariados do que o modelo bivariado via cópula de Clayton, pois a complexidade trazida por este modelo não se justifica pelo pequeno valor de $\hat{\phi}$.

Sendo assim, a função de sobrevivência formada pelos dois modelos univariados previamente apresentados, $\hat{S}_{12} = \hat{S}_1 \hat{S}_2$, formaria uma superfície praticamente idêntica à mostrada na Figura 21.

5.8 Modelo 4

Nas análises anteriores, buscou-se apresentar o comportamento do parâmetro ϕ e como ele é sensível a escolha das covariáveis. Para o Modelo 4, o foco é outro: apresentar o modelo de melhor ajuste sob o critério de menor BIC. Assim, o modelo ajustado teve o BIC igual a 7.600,8. Além disso, seu $\hat{\phi}$ foi -0,0493, o que sugere uma correlação negativa entre os tempos.

Ao comparar com os três modelos anteriores, além da diferença no BIC, o Modelo 4 também teve um número maior de covariáveis, nove, sendo quatro para a PNAB e cinco para o PSE. São elas log do *PIB per capita* (Seção 4.4) para ambas as políticas, log do *orçamento total executado* (Seção 4.5), *taxa de execução do orçamento discricionário* (Seção 4.8) e o log do *número de servidores* (Seção 4.9) apenas para a PNAB, e *orçamento total executado*, log da *taxa de aprovação legislativa* (Seção 4.10), log da *taxa de execução do orçamento discricionário* e o log da *taxa ministerial* (Seção 4.11) apenas para o PSE.

Deste modo, a marginal da PNAB é a praticamente a mesma usada no Modelo 1 (Seção 5.4) e Modelo 2 (Seção 5.5). A única diferença é o acréscimo da covariável log do *número de servidores*. Já a marginal do PSE mudou bastante. Apenas a variável controle, log do *PIB per capita* foi mantida sem alterações. A *taxa de execução do orçamento discricionário* teve a função log aplicada e as outras três são novas.

O ajuste para este modelo apresenta-se na Tabela 22.

Tabela 22: Estimativa dos parâmetros do Modelo 4

Associação	Parâmetro	Coefficiente	Erro-padrão	Valor-p
PNAB	Intercepto	7,2033	-	-
	log(PIB per capita)	0,0109	-	-
	log(Orçamento total executado)	1,3906	-	-
	Taxa de execução do orçamento discricionário	0,1346	-	-
	log(Número de servidores)	-0,3049	-	-
	γ	2,8752	-	-
PSE	Intercepto	7,5058	-	-
	log(PIB per capita)	-0,0042	-	-
	Orçamento total executado	0,9268	-	-
	log(Taxa de aprovação legislativa)	-0,0435	-	-
	log(Taxa de execução do orçamento discricionário)	0,2379	-	-
	log(Taxa ministerial)	0,1230	-	-
	γ	17,5475	-	-
Cópula	ϕ	-0,0493	-	-

Primeiramente, é importante ressaltar que o ajuste do Modelo 4 resultou em uma matriz hessiana não invertível. Portanto, não foram estimados o erro-padrão e, consequentemente, os valores-p desse modelo. Isso é um forte indicativo que o Modelo 4 pode não ser adequado.

Ao observar a marginal da PNAB, percebe-se que a variável explicativa log do *número de servidores* obteve um coeficiente negativo, o que implica que quanto maior for esta variável, maior é a probabilidade de adesão à PNAB. Este resultado é curioso, pois ao visualizar a Tabela 13 do ajuste para uma variável explicativa para a PNAB (Seção 5.2.1), há uma contradição, uma vez que, apesar do valor-p relativamente elevado, o *número de servidores* teve coeficiente positivo. Mesmo que não haja pares de covariáveis com correlação forte, isso é um alerta de que o modelo possa apresentar multicolinearidade.

Já as demais covariáveis da PNAB apresentaram coeficiente positivo, ou seja, conforme elas crescem, a probabilidade de adesão desta política diminui. Dentre elas, a com maior peso foi o log do *orçamento total executado*, pois foi a variável explicativa cujo módulo do coeficiente foi maior. Por fim, a estimativa para γ foi positiva, indicando a função de risco crescente para esta política.

Para a marginal do PSE, as variáveis explicativas que possuem coeficiente negativos foram o log do *PIB per capita* e a *taxa de aprovação legislativa*. No entanto, vale a

atenção que o log do *PIB per capita* teve troca de sinal com base na Tabela 15 do ajuste para uma variável explicativa para o PSE (Seção 5.2.2).

As outras covariáveis associadas ao PSE tiveram sinal positivo. Além disso, a variável explicativa que teve maior coeficiente em módulo foi o *orçamento total executado*. E o parâmetro de forma $\hat{\gamma} = 17,5475$, de modo que, além da função de risco crescente, seu decaimento será bastante acelerado quando o tempo se aproximar do parâmetro de escala $\hat{\alpha}$ formado pelo intercepto e covariáveis (Seção 2.5.1).

Ao analisar o valor do coeficiente de $\hat{\phi}$, percebe-se que ele gera um $\hat{\tau}_{-0,0493} = -0,0253$. Isso indica um comportamento distinto dos modelos até aqui analisados, pois implica que a correlação entre os tempos da PNAB e PSE é **negativa**. Mesmo assim, seu valor é bastante próximo de 0. Este fator somado aos problemas em calcular um erro-padrão para os coeficientes sugerem que é mais interessante readequar o modelo para o caso de tempos independente, ou seja, desconsiderar a cópula.

Ainda assim, vale observar o comportamento do plano gerado pelas médias das variáveis explicativas na Figura 24.

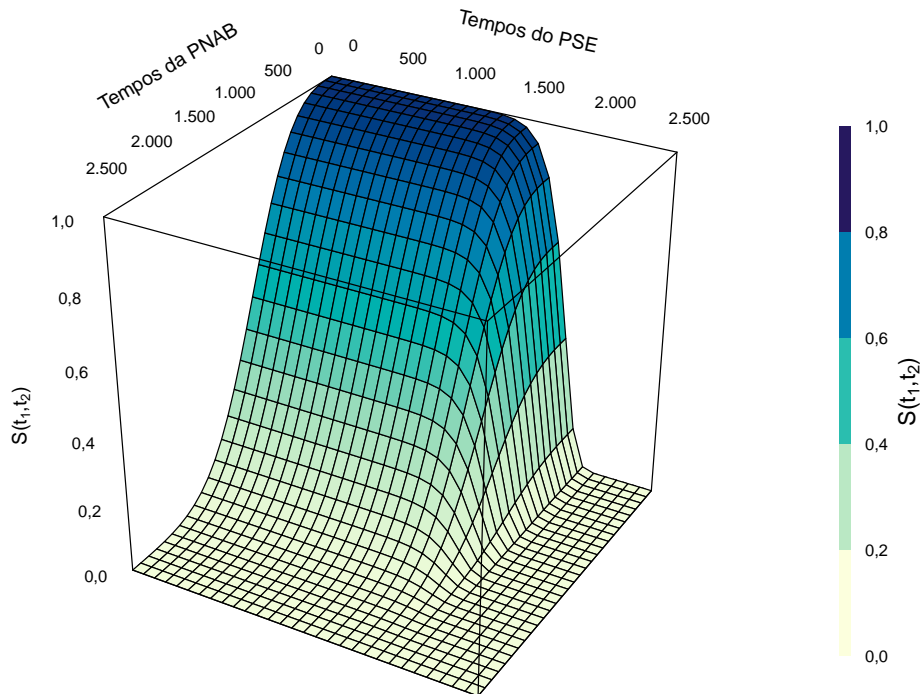


Figura 24: Gráfico da superfície formada pela função de sobrevivência do Modelo 4

Ao observar a Figura 24, rapidamente percebe-se um formato distinto das superfícies anteriores. Chama a atenção o comportamento muito diferente entre as políticas. A PNAB teve uma queda lenta, enquanto o PSE mostrou estabilidade para valores baixos, mas próximo do tempo 1.500, teve uma queda muito abrupta.

Isso se justifica pela diferença das estimativas para γs . Enquanto a PNAB teve $\hat{\gamma} = 2,8752$, valor próximo dos modelos anteriores, o PSE teve $\hat{\gamma} = 17,5475$, valor bastante elevado que leva a função de risco a ter uma taxa de crescimento muito grande.

Ao observar essa variação dos $\hat{\gamma}s$ para cada política com relação aos modelos anteriores, não surpreende que o parâmetro para a PNAB tenha oscilado pouco. Conforme destacado no início da análise do Modelo 4, a marginal da PNAB pouco mudou com relação às anteriores, enquanto o PSE sofreu alterações mais profundas.

5.9 Modelo 4 Sem Cópula

Ao escolher trabalhar com uma estrutura mais simples, em que os tempos da PNAB e do PSE são independentes, retira-se a cópula do Modelo 4 (Seção 5.8) e ajusta-se novamente os modelos univariados para ambas as políticas.

5.9.1 Modelo univariado para a PNAB

O ajuste obtido pelo modelo univariado para a PNAB é apresentado na Tabela 23.

Tabela 23: Estimativa dos parâmetros do Modelo Univariado para a PNAB sob o Modelo 4

Parâmetro	Coefficiente	Erro-padrão	Valor-p
Intercepto	7,2034	0,0273	<0,0001
log(PIB per capita)	0,0110	0,0276	0,6901
log(Orçamento total executado)	1,3906	0,0574	<0,0001
Taxa de execução do orçamento discricionário	0,1328	0,0328	<0,0001
log(Número de servidores)	-0,3063	0,0474	<0,0001
γ	2,8734	0,1568	-

O modelo abordado teve um BIC de 4.157,7. Pela Tabela 23, naturalmente se observa uma semelhança muito grande deste ajuste com o da sua respectiva marginal do Modelo 4 completo na Tabela 22. Portanto, a interpretação de seus parâmetros segue o mesmo padrão descrito anteriormente.

Ao obter os resíduos de Cox-Snell deste modelo, observa-se a Figura 25

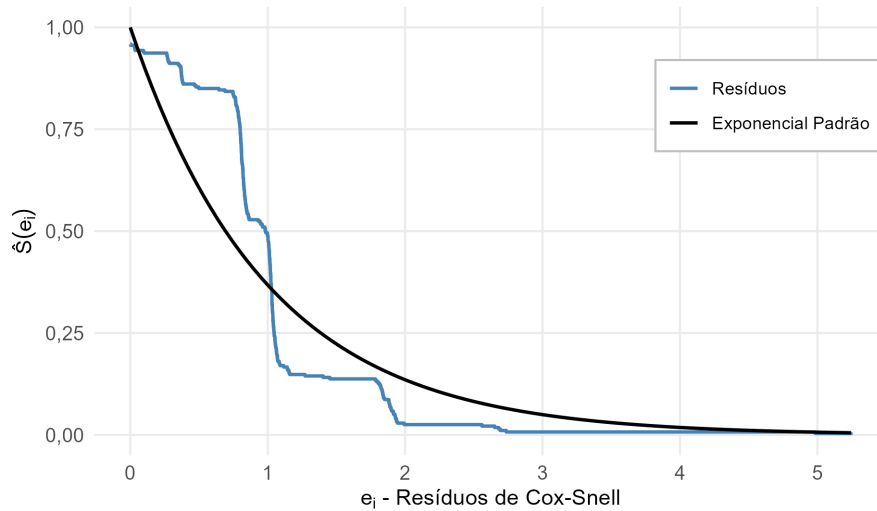


Figura 25: Gráfico dos resíduos de Cox-Snell para o Modelo Univariado para a PNAB sob o Modelo 4

Pela Figura 25, percebe-se que a curva de sobrevivência estimada dos resíduos não teve grande aderência à exponencial padrão. Por mais que se considere a dificuldade em ajustar modelos com resíduos bem comportados devido a natureza dos dados, os desvios significativos apresentados indicam que esta marginal pode não ser a mais adequada.

5.9.2 Modelo univariado para o PSE

O ajuste do modelo univariado para o PSE é dado pela Tabela 23.

Tabela 24: Estimativa dos parâmetros do Modelo Univariado para o PSE sob o Modelo 4

Parâmetro	Coefficiente	Erro-padrão	Valor-p
Intercepto	7,5057	0,0043	<0,0001
log(PIB per capita)	-0,0042	0,0035	0,2300
Orçamento total executado	0,9268	0,0056	<0,0001
log(Taxa de aprovação legislativa)	-0,0435	0,0030	<0,0001
log(Taxa de execução do orçamento discricionário)	0,2379	0,0061	<0,0001
log(Taxa ministerial)	0,1229	0,0076	<0,0001
γ	17,5530	0,9399	-

Este modelo possui um BIC de 3.437,7. Ao relembrar o que foi visto na Tabela 24, observa-se que os valores deste ajuste são muito similares aos vistos na marginal do PSE no Modelo 4 pela Tabela 22. Assim, a interpretação coincide com a apresentada anteriormente.

Finalmente, ao analisar os resíduos de Cox-Snell do modelo, observa-se:

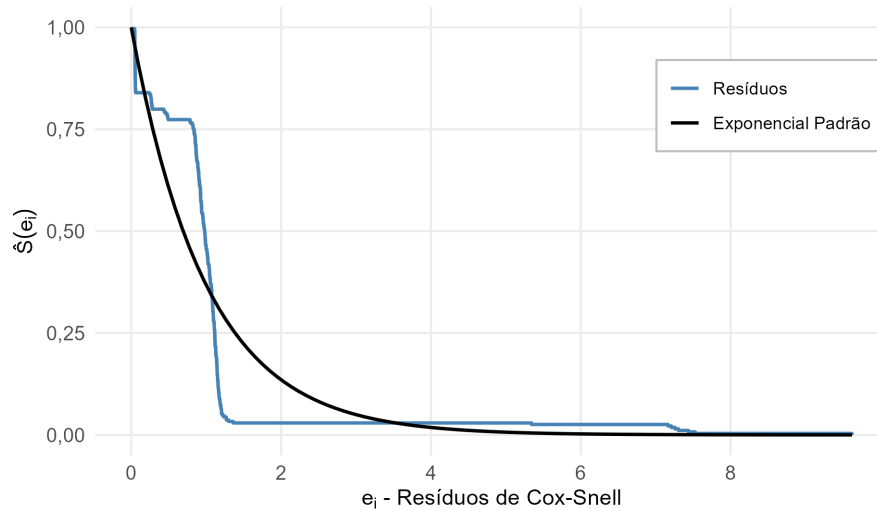


Figura 26: Gráfico dos resíduos de Cox-Snell para o Modelo Univariado para o PSE sob o Modelo 4

Pela Figura 26, percebe-se, novamente, uma falta de aderência entre as curvas. A exceção está para os valores em que e_i é muito pequeno ou muito grande. Nestas faixas, as curvas estão mais próximas.

Assim como ocorreu na análise de resíduos para a PNAB (Seção 5.9.1), nota-se indicativos que este modelo pode não ser adequado.

5.9.3 Conclusões do modelo

Ao comparar os ajustes com e sem cópula, a escolha pelo modelo mais simples parece ser a mais indicada, pois, além do parâmetro $\hat{\phi}$ apresentar um valor muito próximo de zero (o que sugere independência), os coeficientes dos demais parâmetros tiveram mudanças muito sutis.

Assim, caso a ideia seja escolher entre o Modelo 4 com ou sem cópula, o Modelo 4 Sem Cópula é mais confiável. No entanto, é fundamental considerar todas as ressalvas que ele merece, pois seus ajustes de resíduos foram problemáticos para as duas políticas e há suspeitas de problema de multicolinearidade, pois em ambas as marginais observou-se variáveis explicativas que trocaram o sinal do coeficiente com relação ao ajuste para uma covariável (Seção 5.2). Logo, o mais prudente é evitar usar qualquer composição apresentada do Modelo 4.

Por fim, a função de sobrevivência conjunta ao supor marginais independentes, $\hat{S}_{12} = \hat{S}_1 \hat{S}_2$, geraria uma superfície praticamente idêntica à mostrada na Figura 24.

6 Conclusão

A partir da Análise Descritiva apresentada na Seção 4, constatou-se que, em média, a probabilidade de municípios brasileiros adotarem a PNAB foi superior a probabilidade destes municípios adotarem o PSE. Além disso, suspeitou-se que os tempos para as duas políticas poderiam estar relacionados. Esta suspeita surgiu ao observar o coeficiente de correlação de Pearson para todos os municípios da base de dados e apenas para os municípios que aderiram às duas políticas, cujo valores foram 0,389 e 0,293, respectivamente (Tabela 2).

Mas antes de investigar os tempos de forma conjunta, buscou-se entender como estes tempos (de falha ou censura) se comportavam de forma individual, tanto para a PNAB, quanto para o PSE. Assim, comparou-se quatro distribuições de probabilidade típicas do contexto de análise de sobrevivência para cada uma das duas políticas, o chamado ajuste da distribuição de probabilidade (Seção 5.1). Com isso, coincidentemente a distribuição que melhor se adequou à ambas políticas foi a Weibull.

Uma vez que a distribuição de probabilidade estava definida, observou-se como cada potencial covariável da base de dados explicava os tempos na Seção 5.2. Para a PNAB (5.2.1), a covariável com melhor ajuste foi o *orçamento total executado* ao aplicar o logaritmo. Dentre as oito variáveis explicativas testadas, apenas a *taxa de aprovação legislativa* teve coeficiente negativo, ou seja, seu aumento implica em maior probabilidade de aderir à política, pois reduz o parâmetro de escala α da Weibull. Já para as demais, seu aumento implica em menor probabilidade de aderir à política.

Para o PSE (Seção 5.2.2), a variável explicativa que melhor explicou os tempos foi a *taxa de veto* com a função log. Neste caso, além da *taxa de aprovação legislativa*, o *número de servidores* também teve coeficiente negativo. As seis demais covariáveis tiveram coeficiente positivo.

Com os ajustes univariados concluídos, foi feito o ajuste dos modelos de regressão bivariados via cópula de Clayton (Seção 5.3). Foram observados 37 modelos com diversas composições de variáveis explicativas. Para visualizar como a qualidade do ajuste (medida via BIC) se relacionava com o parâmetro da cópula (ϕ) e com a quantidade de covariáveis, utilizou-se o gráfico de dispersão indicado na Figura 18. A partir dele, chegou-se às seguintes percepções:

1. Modelos com mais covariáveis (até dez) tendem a ter melhor ajuste (menor BIC);

2. Os modelos com melhor ajuste (BIC abaixo de 8.250) tiveram ϕ estabilizando em volta de -0,05;
3. Para o BIC maior que 8.000, o BIC e o ϕ tiveram uma relação linear positiva, mesmo com presença de pontos discrepantes.

Com estas três suposições, pode-se interpretar que, conforme as covariáveis apresentam maior capacidade de explicar os tempos da PNAB e PSE, menor é o impacto da correlação entre eles (representada pelo parâmetro ϕ) no modelo.

Além disso, buscou-se aprofundar a análise em quatro modelos. Os Modelos 1, 2 e 3 estavam em faixas de BIC próximas, 8.390, 8.370 e 8.491, respectivamente, mas apresentaram $\hat{\phi}$ s bem distintos (0,8566, 0,1927 e 0,0525). Definiu-se como base o Modelo 1 (Seção 5.4), que possui três variáveis explicativas para a PNAB e três para o PSE, de modo que as análises dos Modelos 2 e 3 eram em comparação com ele. Como o Modelo 1 teve $\phi = 0,8566$, a correlação de Kendall entre os tempos da PNAB e PSE foi $\hat{\tau}_{0,8566} = 0,2999$.

O Modelo 2 (Seção 5.5) possui quase a mesma forma do Modelo 1. Trocou-se apenas a variável explicativa log do *Orçamento discricionário autorizado* pela *taxa de execução do orçamento discricionário* para o PSE. Isso melhorou ligeiramente o ajuste, mas o que realmente chamou a atenção foi a diferença no $\hat{\phi}$, que caiu de 0,8566 para 0,1927. Tal parâmetro implica que $\hat{\tau}_{0,1927} = 0,0879$. Uma correlação ainda positiva, mas bem mais fraca.

E o Modelo 3 (Seção 5.6) consiste no Modelo 1 ao retirar a *taxa de execução do orçamento discricionário* da PNAB, assim, este modelo passa a ter apenas cinco covariáveis. Isso piorou a qualidade do ajuste, mas a principal mudança foi no $\hat{\phi}$, que despencou para 0,0525. Isso indica $\hat{\tau}_{0,0525} = 0,0256$, uma correlação praticamente desprezível.

A análise destes três modelos indicou que, embora haja a correlação linear positiva entre BIC e ϕ , ela não é absoluta, de modo que o valor do parâmetro da cópula é sensível às covariáveis que compõem o modelo. Além disso, essa sensibilidade não está ligada a uma política específica, pois ao fixar a comparação no Modelo 1, a alteração só na marginal do PSE (Modelo 2) e depois só na marginal da PNAB (Modelo 3) afetaram fortemente o valor de ϕ .

Já no Modelo 4 (Seção 5.8), a ideia era analisar o modelo que apresentou o menor BIC, 7.601. Ele teve $\hat{\phi} = -0,0493$, que implica em $\hat{\tau}_{-0,0493} = -0,0253$, uma correlação negativa e muito fraca, que, novamente, pode ser interpretada como desprezível. Além

disso, este modelo não possui matriz hessiana invertível, o que impossibilitou o cálculo do erro-padrão e valor-p.

Ademais, como os Modelos 3 e 4 tiveram $\hat{\phi}s$ desprezíveis, ajustou-se modelos univariados análogos às suas marginais. Para o Modelo 3, os resíduos das distribuições univariadas apresentaram um comportamento mais adequado. Enquanto para o Modelo 4, os resíduos tiveram conturbações relevantes, de modo que suas adequações ficaram inferiores às do Modelo 3.

Isso indica que, embora o Modelo 4 (Seção 5.8) tenha o menor BIC, sua utilização não é indicada. Modelos mais simples, como o 3 (Seção 5.6), tem maior BIC, mas apresentam um risco muito menor de problemas, mesmo que o ajuste seja na forma univariada para cada política.

Caso a intenção seja analisar o tempo até a adesão à PNAB e ao PSE conjuntamente, o Modelo 1 (Seção 5.4) parece ser o mais indicado dentre os quatro aprofundados. Embora o Modelo 2 (Seção 5.5) tenha um BIC ligeiramente menor, o Modelo 1 conseguiu captar melhor o indicativo de correlação observado na análise descritiva dos tempos (Seção 4.3) e além disso, tende a captar melhor a heterogeneidade dos dados, uma vez que, além da variável controle, é composto por quatro variáveis explicativas diferentes. Já o Modelo 2, compartilha a covariável *taxa de execução do orçamento discricionário* entre PNAB e PSE. Inclusive, esta variável teve troca de sinal com relação ao ajuste para uma covariável (Seção 5.2), o que pode indicar problemas de multicolinearidade. Isso corrobora a escolha pelo Modelo 1.

Por fim, ao focar na magnitude das variáveis explicativas para os quatro modelos aprofundados, a covariável *orçamento total executado* foi a de maior peso e apresentou uma relação positiva com a função de sobrevivência. Assim, quanto maior foi o orçamento total executado, menor é a probabilidade de aderir à política.

Referências

- BECKER, K. L. Análise do impacto do programa saúde na escola sobre a violência e o consumo de substâncias ilícitas dos jovens nas escolas brasileiras. *Análise Econômica*, v. 38, n. 76, jun. 2020. Disponível em: <<https://seer.ufrgs.br/index.php/AnaliseEconomica/article/view/80460>>.
- BRASIL. *Decreto nº 6.286, de 5 de dezembro de 2007*. 2007. Institui o Programa Saúde na Escola (PSE). Diário Oficial da União, Brasília, DF, 6 dez. 2007.
- BRASIL. *Portaria nº 2.436, de 21 de setembro de 2017*: Aprova a política nacional de atenção básica. 2017. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 22 set. 2017.
- CAMOLEZ, J. P. *Modelo de regressão bivariado via cópulas para dados discretos e censurados*. Dissertação (Dissertação de Mestrado) — Universidade de Brasília, Brasília, DF, 2018.
- CARVALHO, M. S. et al. *Análise de sobrevivência: teoria e aplicações em saúde*. 2^a ed. rev. e ampl. ed. Editora FIOCRUZ, 2011. ISBN 9788575412169. Disponível em: <<https://books.scielo.org/id/xqkmm>>.
- COLOSIMO, E. A.; GIOLO, S. R. *Análise de Sobrevivência Aplicada*. 2. ed. [S.l.]: Blucher, 2024.
- COÊLHO, D. B.; CAVALCANTE, P.; TURGEON, M. Mecanismos de difusão de políticas sociais no Brasil: uma análise do programa saúde da família. *Revista de Sociologia e Política*, Universidade Federal do Paraná, v. 24, n. 58, p. 145–165, Jun 2016. ISSN 0104-4478. Disponível em: <<https://doi.org/10.1590/1678-987316245807>>.
- FACHINI, J. B. *Modelos de regressão com e sem fração de cura para dados bivariados em análise de sobrevivência*. Tese (Doutorado), 2009.
- GIOVANELLA, L.; FRANCO, C. M.; ALMEIDA, P. F. d. Política nacional de atenção básica: para onde vamos? *Ciência & Saúde Coletiva*, ABRASCO, v. 25, n. 4, p. 1475–1481, 2020. ISSN 1413-8123. Disponível em: <<https://doi.org/10.1590/1413-81232020254.01842020>>.
- GOMES, E. M. d. C. *Análise de sensibilidade e resíduos em modelos de regressão com respostas bivariadas por meio de cópulas*. Tese (Doutorado), 2007.
- KAPLAN, E. L.; MEIER, P. Nonparametric estimation from incomplete observations. *Journal of the American Statistical Association*, Taylor Francis, v. 53, n. 282, p. 457–481, 1958.
- NÚÑEZ, J. S. R. *Modelagem bayesiana para dados de sobrevivência bivariados através de cópulas*. Tese (Tese (Doutorado em Estatística)) — Universidade de São Paulo, Instituto de Matemática e Estatística, São Paulo, 2005. Acesso em: 2025-07-06. Disponível em: <<https://doi.org/10.11606/T.45.2005.tde-20210729-142423>>.
- PEREIRA, C. *DA POLÍTICA ÀS POLÍTICAS: o que faz com que os programas federais cheguem à ponta?* Tese (Doutorado) — Universidade de Brasília, Brasília, DF, 2025.

Posit team. *RStudio: Integrated Development Environment for R*. Boston, MA, 2024. Disponível em: <<http://www.posit.co/>>.

QUENTAL, C. et al. Medicamentos genéricos no brasil: impactos das políticas públicas sobre a indústria nacional. *Ciência & Saúde Coletiva*, SciELO Public Health, v. 13, p. 619–628, 2008.

R Core Team. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna, Austria, 2024. Versão 4.4.1. Disponível em: <<https://www.R-project.org/>>.

SANTOS, D. F. d. *Modelo de regressão log-logístico discreto com fração de cura para dados de sobrevivência*. Dissertação (Dissertação de Mestrado) — Universidade de Brasília, Brasília, DF, 2017. Disponível em: <http://repositorio2.unb.br/bitstream/10482/31450/1/2017_Dami%C3%A3oF1%C3%A1viodosSantos.pdf>.

SORRENTINO, M. et al. Educação ambiental como política pública. *Educação e pesquisa*, v. 31, n. 02, p. 287–299, 2005.

VIEIRA, N. O. Estudo da adesão de políticas públicas da área de infraestrutura por municípios brasileiros via análise de sobrevivência. Brasília, DF, 2025.

Apêndice

A Códigos

Conforme mencionado no Método (seção 3.2), os códigos utilizados foram construídos no *software* R. Visando servir de apoio para futuras pesquisas, disponibilizou-se os *scripts* que geraram os ajustes, gráficos e tabelas mostrados nesse estudo. Estes podem ser acessados pela plataforma GitHub pelo *link*: <<https://github.com/brenoamaral01/TCC-estatistica>>

B Tabelas

Esta parte do Apêndice destina-se a disponibilizar tabelas que foram retiradas ou resumidas de outras seções do trabalho por serem muito grandes, ou desviarem o foco do que estava sendo abordado. São elas:

- Municípios que compõem a base de dados por tempo e data da adoção (ou não) da política. Correspondem a cada ponto mostrado no gráfico de dispersão da Figura 4.

Tabela 25: Municípios por tempo e data de adesão às políticas

Município	UF	Tempo PNAB	Data PNAB	Tempo PSE	Data PSE	Status
Abaetetuba	PA	1	29/03/2006	3.606	20/10/2017	Ambas
Alagoinhas	BA	2.235	10/05/2012	3.606	20/10/2017	Ambas
Almirante Tamandaré	PR	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Altamira	PA	1	29/03/2006	274	05/09/2008	Ambas
Alvorada	RS	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Americana	SP	661	18/01/2008	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Ananindeua	PA	245	28/11/2006	274	05/09/2008	Ambas
Angra dos Reis	RJ	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Anápolis	GO	2.652	01/07/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Aparecida de Goiânia	GO	568	17/10/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Apucarana	PR	245	28/11/2006	2.834	09/09/2015	Ambas
Aracaju	SE	426	28/05/2007	274	05/09/2008	Ambas
Araguari	MG	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
Araguaína	TO	477	18/07/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Arapiraca	AL	388	20/04/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Arapongas	PR	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
Araraquara	SP	661	18/01/2008	2.834	09/09/2015	Ambas
Araras	SP	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas
Araruama	RJ	568	17/10/2007	3.606	20/10/2017	Ambas
Araucária	PR	3.919	19/12/2016	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Araxá	MG	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Araçatuba	SP	661	18/01/2008	2.834	09/09/2015	Ambas
Assis	SP	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Atibaia	SP	3.093	15/09/2014	2.834	09/09/2015	Ambas
Açailândia	MA	353	16/03/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Bacabal	MA	245	28/11/2006	365	05/12/2008	Ambas
Bagé	RS	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
Balneário Camboriú	SC	2.711	29/08/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
Balsas	MA	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas
Barbacena	MG	2.078	05/12/2011	3.606	20/10/2017	Ambas
Barcarena	PA	426	28/05/2007	2.834	09/09/2015	Ambas
Barra Mansa	RJ	416	18/05/2007	1.573	27/03/2012	Ambas
Barreiras	BA	568	17/10/2007	2.834	09/09/2015	Ambas
Barretos	SP	2.711	29/08/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
Barueri	SP	6.122	31/12/2022	2.834	09/09/2015	Apenas PSE
Bauru	SP	6.122	31/12/2022	3.606	20/10/2017	Apenas PSE
Belford Roxo	RJ	568	17/10/2007	274	05/09/2008	Ambas
Belo Horizonte	MG	289	11/01/2007	274	05/09/2008	Ambas
Belém	PA	289	11/01/2007	274	05/09/2008	Ambas
Bento Gonçalves	RS	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Betim	MG	568	17/10/2007	274	05/09/2008	Ambas
Birigui	SP	661	18/01/2008	2.834	09/09/2015	Ambas
Blumenau	SC	416	18/05/2007	1.573	27/03/2012	Ambas
Boa Vista	RR	416	18/05/2007	274	05/09/2008	Ambas
Botucatu	SP	6.122	31/12/2022	3.606	20/10/2017	Apenas PSE
Bragança	PA	245	28/11/2006	2.834	09/09/2015	Ambas
Bragança Paulista	SP	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Breves	PA	1	29/03/2006	2.834	09/09/2015	Ambas
Brusque	SC	3.093	15/09/2014	1.476	21/12/2011	Ambas
Cabo Frio	RJ	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas
Cabo de Santo Agostinho	PE	661	18/01/2008	1.573	27/03/2012	Ambas
Cachoeirinha	RS	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Cachoeiro de Itapemirim	ES	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
Camaragibe	PE	322	13/02/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Camapari	BA	322	13/02/2007	3.606	20/10/2017	Ambas

Continua na próxima página

Município	UF	Tempo PNAB	Data PNAB	Tempo PSE	Data PSE	Status
Camboriú	SC	568	17/10/2007	2.834	09/09/2015	Ambas
Cambé	PR	3.440	28/08/2015	3.606	20/10/2017	Ambas
Cametá	PA	661	18/01/2008	2.834	09/09/2015	Ambas
Campina Grande	PB	568	17/10/2007	2.834	09/09/2015	Ambas
Campinas	SP	5.120	03/04/2020	3.606	20/10/2017	Ambas
Campo Grande	MS	6.122	31/12/2022	274	05/09/2008	Apenas PSE
Campo Largo	PR	3.152	13/11/2014	3.606	20/10/2017	Ambas
Campos dos Goytacazes	RJ	661	18/01/2008	365	05/12/2008	Ambas
Canoas	RS	568	17/10/2007	274	05/09/2008	Ambas
Caraguatatuba	SP	2.711	29/08/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
Carapicuíba	SP	2.710	28/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Cariacica	ES	2.507	06/02/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Caruaru	PE	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
Cascavel	PR	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Castanhal	PA	1	29/03/2006	3.606	20/10/2017	Ambas
Catalão	GO	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Catanduva	SP	2.711	29/08/2013	1.573	27/03/2012	Ambas
Caucaia	CE	322	13/02/2007	274	05/09/2008	Ambas
Caxias	MA	245	28/11/2006	365	05/12/2008	Ambas
Caxias do Sul	RS	661	18/01/2008	2.834	09/09/2015	Ambas
Chapécó	SC	4.882	09/08/2019	1.476	21/12/2011	Ambas
Codó	MA	245	28/11/2006	743	18/12/2009	Ambas
Colatina	ES	2.652	01/07/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Colombo	PR	643	31/12/2007	274	05/09/2008	Ambas
Conselheiro Lafaiete	MG	4.587	18/10/2018	3.606	20/10/2017	Ambas
Contagem	MG	426	28/05/2007	274	05/09/2008	Ambas
Coronel Fabriciano	MG	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Cotia	SP	2.711	29/08/2013	1.573	27/03/2012	Ambas
Crato	CE	568	17/10/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Criciúma	SC	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Cubatão	SP	4.587	18/10/2018	2.834	09/09/2015	Ambas
Cuiabá	MT	661	18/01/2008	274	05/09/2008	Ambas
Curitiba	PR	353	16/03/2007	274	05/09/2008	Ambas
Diadema	SP	2.711	29/08/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
Divinópolis	MG	6.122	31/12/2022	1.573	27/03/2012	Apenas PSE
Dourados	MS	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas
Duque de Caxias	RJ	661	18/01/2008	274	05/09/2008	Ambas
Embu	SP	568	17/10/2007	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Erechim	RS	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas
Eunápolis	BA	322	13/02/2007	743	18/12/2009	Ambas
Fazenda Rio Grande	PR	245	28/11/2006	3.606	20/10/2017	Ambas
Feira de Santana	BA	322	13/02/2007	2.834	09/09/2015	Ambas
Ferraz de Vasconcelos	SP	4.587	18/10/2018	3.606	20/10/2017	Ambas
Florianópolis	SC	477	18/07/2007	274	05/09/2008	Ambas
Formosa	GO	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas
Fortaleza	CE	322	13/02/2007	274	05/09/2008	Ambas
Foz do Iguaçu	PR	3.919	19/12/2016	2.834	09/09/2015	Ambas
Franca	SP	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Francisco Morato	SP	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Franco da Rocha	SP	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
Garanhuns	PE	245	28/11/2006	743	18/12/2009	Ambas
Goiânia	GO	245	28/11/2006	274	05/09/2008	Ambas
Governador Valadares	MG	1	29/03/2006	1.476	21/12/2011	Ambas
Gravatá	RS	661	18/01/2008	274	05/09/2008	Ambas
Guarapari	ES	3.152	13/11/2014	4.606	16/07/2020	Ambas
Guarapuava	PR	643	31/12/2007	2.834	09/09/2015	Ambas
Guaratinguetá	SP	6.122	31/12/2022	3.606	20/10/2017	Apenas PSE
Guarujá	SP	6.122	31/12/2022	2.834	09/09/2015	Apenas PSE
Guarulhos	SP	568	17/10/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Hortolândia	SP	5.120	03/04/2020	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Ibirité	MG	568	17/10/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Igarassu	PE	661	18/01/2008	743	18/12/2009	Ambas
Ilhéus	BA	1	29/03/2006	3.606	20/10/2017	Ambas
Imperatriz	MA	245	28/11/2006	2.834	09/09/2015	Ambas
Indaial	SC	3.440	28/08/2015	3.606	20/10/2017	Ambas
Ipatinga	MG	568	17/10/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Itabaiana	SE	1	29/03/2006	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Itaboraí	MG	568	17/10/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Itaboraí	RJ	2.711	29/08/2013	365	05/12/2008	Ambas
Itabuna	BA	1	29/03/2006	2.834	09/09/2015	Ambas
Itacoatiara	AM	1	29/03/2006	365	05/12/2008	Ambas
Itaguaí	RJ	6.122	31/12/2022	3.606	20/10/2017	Apenas PSE
Itaituba	PA	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas
Itajai	SC	568	17/10/2007	2.834	09/09/2015	Ambas
Itanhaém	SP	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Itapeccica da Serra	SP	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Itaperuna	RJ	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas
Itapetininga	SP	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas
Itapevi	SP	568	17/10/2007	3.606	20/10/2017	Ambas

Continua na próxima página

Município	UF	Tempo PNAB	Data PNAB	Tempo PSE	Data PSE	Status
Itapipoca	CE	1.571	16/07/2010	1.476	21/12/2011	Ambas
Itaquapecetuba	SP	2.711	29/08/2013	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Itatiba	SP	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
Itu	SP	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Ituiutaba	MG	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
Itumbiara	GO	6.122	31/12/2022	2.834	09/09/2015	Apenas PSE
Jaboatão dos Guararapes	PE	416	18/05/2007	274	05/09/2008	Ambas
Jacareí	SP	2.757	14/10/2013	1.573	27/03/2012	Ambas
Jandira	SP	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Jaraguá do Sul	SC	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Jataí	GO	661	18/01/2008	2.834	09/09/2015	Ambas
Jaú	SP	4.587	18/10/2018	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Jequié	BA	568	17/10/2007	2.834	09/09/2015	Ambas
Ji-Paraná	RO	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
Joinville	SC	2.456	17/12/2012	1.476	21/12/2011	Ambas
João Pessoa	PB	477	18/07/2007	274	05/09/2008	Ambas
Juazeiro	BA	568	17/10/2007	1.573	27/03/2012	Ambas
Juazeiro do Norte	CE	322	13/02/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Juiz de Fora	MG	6.107	16/12/2022	3.606	20/10/2017	Ambas
Jundiá	SP	6.122	31/12/2022	3.606	20/10/2017	Apenas PSE
Lagarto	SE	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas
Lages	SC	322	13/02/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Lauro de Freitas	BA	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Lavras	MG	6.122	31/12/2022	3.606	20/10/2017	Apenas PSE
Limeira	SP	6.122	31/12/2022	1.476	21/12/2011	Apenas PSE
Linhares	ES	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
Londrina	PR	661	18/01/2008	2.834	09/09/2015	Ambas
Luziânia	GO	322	13/02/2007	3.606	20/10/2017	Ambas
Luís Eduardo Magalhães	BA	2.507	06/02/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
Macapá	AP	322	13/02/2007	274	05/09/2008	Ambas
Macaé	RJ	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
Maceió	AL	2.711	29/08/2013	274	05/09/2008	Ambas
Magé	RJ	322	13/02/2007	274	05/09/2008	Ambas
Manacapuru	AM	1	29/03/2006	1.476	21/12/2011	Ambas
Manaus	AM	568	17/10/2007	274	05/09/2008	Ambas
Marabá	PA	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas
Maracanaú	CE	2.711	29/08/2013	274	05/09/2008	Ambas
Maranguape	CE	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Maricá	RJ	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Maringá	PR	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Marituba	PA	2.507	06/02/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Marília	SP	6.122	31/12/2022	3.606	20/10/2017	Apenas PSE
Mauá	SP	2.711	29/08/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
Mesquita	RJ	289	11/01/2007	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Mogi Guaçu	SP	2.711	29/08/2013	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Mogi das Cruzes	SP	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Montes Claros	MG	568	17/10/2007	3.606	20/10/2017	Ambas
Mossoró	RN	245	28/11/2006	743	18/12/2009	Ambas
Muriae	MG	2.711	29/08/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
Natal	RN	416	18/05/2007	274	05/09/2008	Ambas
Nilópolis	RJ	6.122	31/12/2022	3.606	20/10/2017	Apenas PSE
Niterói	RJ	71	07/06/2006	274	05/09/2008	Ambas
Nossa Senhora do Socorro	SE	477	18/07/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Nova Friburgo	RJ	6.122	31/12/2022	1.476	21/12/2011	Apenas PSE
Nova Iguaçu	RJ	477	18/07/2007	274	05/09/2008	Ambas
Nova Lima	MG	568	17/10/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Nova Serrana	MG	2.711	29/08/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
Novo Gama	GO	2.711	29/08/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
Novo Hamburgo	RS	2.711	29/08/2013	274	05/09/2008	Ambas
Olinda	PE	2.711	29/08/2013	274	05/09/2008	Ambas
Osasco	SP	5.748	22/12/2021	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Ourinhos	SP	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Palhoça	SC	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Palmas	TO	6.122	31/12/2022	274	05/09/2008	Apenas PSE
Paragominas	PA	661	18/01/2008	274	05/09/2008	Ambas
Paranaguá	PR	426	28/05/2007	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Parauapebas	PA	1	29/03/2006	3.606	20/10/2017	Ambas
Parnamirim	RN	245	28/11/2006	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Parnaíba	PI	353	16/03/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Passo Fundo	RS	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
Passos	MG	322	13/02/2007	3.606	20/10/2017	Ambas
Patos	PB	661	18/01/2008	365	05/12/2008	Ambas
Patos de Minas	MG	2.711	29/08/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
Paulista	PE	6.122	31/12/2022	274	05/09/2008	Apenas PSE
Paulo Afonso	BA	426	28/05/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Paulínia	SP	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Paço do Lumiar	MA	568	17/10/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Pelotas	RS	2.180	16/03/2012	2.834	09/09/2015	Ambas
Petrolina	PE	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas

Continua na próxima página

Município	UF	Tempo PNAB	Data PNAB	Tempo PSE	Data PSE	Status
Petrópolis	RJ	289	11/01/2007	3.606	20/10/2017	Ambas
Pindamonhangaba	SP	322	13/02/2007	3.606	20/10/2017	Ambas
Pinhais	PR	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Piracicaba	SP	245	28/11/2006	3.606	20/10/2017	Ambas
Piraquara	PR	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Planaltina	GO	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas
Ponta Grossa	PR	643	31/12/2007	3.606	20/10/2017	Ambas
Porto Alegre	RS	661	18/01/2008	274	05/09/2008	Ambas
Porto Seguro	BA	568	17/10/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Porto Velho	RO	245	28/11/2006	274	05/09/2008	Ambas
Pouso Alegre	MG	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Poá	SP	2.711	29/08/2013	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Poços de Caldas	MG	6.030	30/09/2022	1.476	21/12/2011	Ambas
Praia Grande	SP	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Presidente Prudente	SP	2.270	14/06/2012	1.573	27/03/2012	Ambas
Queimados	RJ	289	11/01/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Recife	PE	2.268	12/06/2012	274	05/09/2008	Ambas
Resende	RJ	2.507	06/02/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Ribeirão Pires	SP	6.122	31/12/2022	3.606	20/10/2017	Apenas PSE
Ribeirão Preto	SP	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Ribeirão das Neves	MG	289	11/01/2007	274	05/09/2008	Ambas
Rio Branco	AC	568	17/10/2007	274	05/09/2008	Ambas
Rio Claro	SP	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Rio Grande	RS	2.711	29/08/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
Rio Verde	GO	568	17/10/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Rio das Ostras	RJ	1	29/03/2006	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Rio de Janeiro	RJ	568	17/10/2007	274	05/09/2008	Ambas
Rondonópolis	MT	568	17/10/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Sabará	MG	4.587	18/10/2018	1.476	21/12/2011	Ambas
Salto	SP	6.122	31/12/2022	3.606	20/10/2017	Apenas PSE
Salvador	BA	245	28/11/2006	274	05/09/2008	Ambas
Santa Bárbara d'Oeste	SP	2.711	29/08/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
Santa Cruz do Sul	RS	2.711	29/08/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
Santa Luzia	MG	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Santa Maria	RS	661	18/01/2008	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Santa Rita	PB	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Santana	AP	6.122	31/12/2022	365	05/12/2008	Apenas PSE
Santana de Parnaíba	SP	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Santarém	PA	1	29/03/2006	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Santo André	SP	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Santo Antônio de Jesus	BA	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Santos	SP	3.440	28/08/2015	2.834	09/09/2015	Ambas
Sapucaia do Sul	RS	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Sarandi	PR	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Senador Canedo	GO	568	17/10/2007	1.573	27/03/2012	Ambas
Serra	ES	3.286	27/03/2015	2.834	09/09/2015	Ambas
Sertãozinho	SP	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Sete Lagoas	MG	2.652	01/07/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
Simões Filho	BA	2.711	29/08/2013	1.573	27/03/2012	Ambas
Sinop	MT	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Sobral	CE	1.560	05/07/2010	1.476	21/12/2011	Ambas
Sorocaba	SP	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Sorriso	MT	2.652	01/07/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Sumaré	SP	568	17/10/2007	3.606	20/10/2017	Ambas
Suzano	SP	6.122	31/12/2022	3.606	20/10/2017	Apenas PSE
São Bernardo do Campo	SP	2.711	29/08/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
São Caetano do Sul	SP	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
São Carlos	SP	2.711	29/08/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
São Gonçalo	RJ	322	13/02/2007	274	05/09/2008	Ambas
São Gonçalo do Amarante	RN	245	28/11/2006	743	18/12/2009	Ambas
São José	SC	5.120	03/04/2020	3.606	20/10/2017	Ambas
São José de Ribamar	MA	245	28/11/2006	1.476	21/12/2011	Ambas
São José do Rio Preto	SP	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
São José dos Campos	SP	661	18/01/2008	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
São José dos Pinhais	PR	643	31/12/2007	274	05/09/2008	Ambas
São João de Meriti	RJ	477	18/07/2007	274	05/09/2008	Ambas
São Leopoldo	RS	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
São Lourenço da Mata	PE	661	18/01/2008	743	18/12/2009	Ambas
São Luís	MA	245	28/11/2006	274	05/09/2008	Ambas
São Mateus	ES	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas
São Paulo	SP	2.304	18/07/2012	2.834	09/09/2015	Ambas
São Pedro da Aldeia	RJ	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
São Vicente	SP	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Taboão da Serra	SP	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Tangará da Serra	MT	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
Tatuí	SP	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Taubaté	SP	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
Teixeira de Freitas	BA	2.652	01/07/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
Teresina	PI	245	28/11/2006	274	05/09/2008	Ambas

Continua na próxima página

Município	UF	Tempo PNAB	Data PNAB	Tempo PSE	Data PSE	Status
Teresópolis	RJ	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
Teófilo Otoni	MG	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas
Timon	MA	245	28/11/2006	1.476	21/12/2011	Ambas
Toledo	PR	3.440	28/08/2015	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Trindade	GO	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Três Lagoas	MS	568	17/10/2007	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Tubarão	SC	2.711	29/08/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Uberaba	MG	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas
Uberlândia	MG	661	18/01/2008	1.476	21/12/2011	Ambas
Ubá	MG	6.122	31/12/2022	1.476	21/12/2011	Apenas PSE
Umarama	PR	643	31/12/2007	2.834	09/09/2015	Ambas
Uruguaiana	RS	661	18/01/2008	3.606	20/10/2017	Ambas
Valinhos	SP	2.757	14/10/2013	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Valparaíso de Goiás	GO	426	28/05/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Varginha	MG	3.440	28/08/2015	2.834	09/09/2015	Ambas
Vespasiano	MG	289	11/01/2007	1.476	21/12/2011	Ambas
Viamão	RS	661	18/01/2008	274	05/09/2008	Ambas
Vila Velha	ES	2.507	06/02/2013	1.476	21/12/2011	Ambas
Vitória	ES	568	17/10/2007	274	05/09/2008	Ambas
Vitória da Conquista	BA	2.711	29/08/2013	3.606	20/10/2017	Ambas
Vitória de Santo Antão	PE	661	18/01/2008	923	16/06/2010	Ambas
Volta Redonda	RJ	2.711	29/08/2013	274	05/09/2008	Ambas
Votorantim	SP	6.122	31/12/2022	5.504	31/12/2022	Nenhuma
Várzea Grande	MT	661	18/01/2008	5.504	31/12/2022	Apenas PNAB
Várzea Paulista	SP	2.711	29/08/2013	2.834	09/09/2015	Ambas
Águas Lindas de Goiás	GO	245	28/11/2006	2.834	09/09/2015	Ambas

- Probabilidade de sobrevivência estimada via Kaplan-Meier para os tempos da PNAB. Indica a curva mostrada nas Figuras 5 e 14.

Tabela 27: Probabilidade de sobrevivência estimada via Kaplan-Meier para os tempos da PNAB

Tempo (t)	Municípios sob risco	Falhas	$\hat{S}(t)$
0	318	0	1,000
1	318	13	0,959
71	305	1	0,956
245	304	21	0,890
289	283	7	0,868
322	276	14	0,824
353	262	3	0,814
388	259	1	0,811
416	258	5	0,796
426	253	6	0,777
477	247	6	0,758
568	241	31	0,660
643	210	5	0,645
661	205	57	0,465
1.560	148	1	0,462
1.571	147	1	0,459
2.078	146	1	0,456
2.180	145	1	0,453

Continua na próxima página

Tempo (t)	Municípios sob risco	Falhas	$\hat{S}(t)$
2.235	144	1	0,45
2.268	143	1	0,447
2.270	142	1	0,443
2.304	141	1	0,44
2.456	140	1	0,437
2.507	139	5	0,421
2.652	134	5	0,406
2.710	129	1	0,403
2.711	128	63	0,204
2.757	65	2	0,198
3.093	63	2	0,192
3.152	61	2	0,186
3.286	59	1	0,182
3.440	58	5	0,167
3.919	53	2	0,16
4.587	51	5	0,145
4.882	46	1	0,142
5.120	45	3	0,132
5.748	42	1	0,129
6.030	41	1	0,126
6.107	40	1	0,123

- Probabilidade de sobrevivência estimada via Kaplan-Meier para os tempos do PSE. Indica a curva mostrada nas Figuras 5 e 15.

Tabela 29: Probabilidade de sobrevivência estimada via Kaplan-Meier para os tempos do PSE

Tempo (t)	Municípios sob risco	Falhas	$\hat{S}(t)$
0	318	0	1,000
274	318	50	0,843
365	268	7	0,821
743	261	7	0,799
923	254	1	0,796
1.476	253	79	0,547
1.573	174	11	0,513
2.834	163	51	0,352
3.606	112	73	0,123

Continua na próxima página

Tempo (t)	Municípios sob risco	Falhas	$\hat{S}(t)$
4.606	39	1	0,119

- Ajuste para todas as potenciais covariáveis para o modelo com uma covariável para a PNAB. É uma extensão da Tabela 13.

Tabela 31: Estimativa de todos os modelos com uma variável explicativa para a PNAB

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Valor-p	BIC
log(Orçamento total executado)	1,1983	0,0273	<0,0001	4.280,1
Orçamento total executado	1,2003	0,0284	<0,0001	4.289,1
log(Orçamento discricionário autorizado)	1,2358	0,0384	<0,0001	4.351,0
log(Orçamento total autorizado)	1,2636	0,0362	<0,0001	4.407,9
Orçamento discricionário autorizado	1,5485	0,0563	<0,0001	4.421,4
Margem de vitória do presidente	-1,1826	0,0382	<0,0001	4.425,3
Orçamento total autorizado	1,2767	0,0394	<0,0001	4.436,5
Pontuação do ministério em carreiras	1,1315	0,0358	<0,0001	4.443,5
Proporção de deputados da base governista	-2,0303	0,1339	<0,0001	4.449,5
log(Margem de vitória do presidente)	-1,3828	0,0512	<0,0001	4.507,4
log(Proporção de deputados da base governista)	-2,6273	0,3356	<0,0001	4.542,1
log(Número de partidos pelo peso)	1,0465	0,0552	<0,0001	4.612,7
log(Orçamento discricionário autorizado)	1,2007	0,0609	<0,0001	4.613,2
Número de partidos pelo peso	1,1251	0,0614	<0,0001	4.621,3
Base governista por ministérios ocupados	-1,2690	0,1407	<0,0001	4.623,7
Ideologia do presidente	1,0761	0,1094	<0,0001	4.639,7
Proporção de projetos apresentados pelo executivo	0,9058	0,0735	<0,0001	4.669,2
Taxa de veto	0,9406	0,0915	<0,0001	4.676,9
Orçamento discricionário autorizado	1,3842	0,0887	<0,0001	4.680,5
log(Proporção de projetos apresentados pelo executivo)	0,8263	0,0645	<0,0001	4.688,9
Popularidade do presidente	-0,7911	0,0558	<0,0001	4.694,1
log(Taxa ministerial)	0,9957	0,0747	<0,0001	4.699,2
log(Taxa de veto)	0,8080	0,0705	<0,0001	4.702,3
log(Popularidade do presidente)	-1,0501	0,0888	<0,0001	4.715,5
log(PIB per capita)	0,9211	0,0698	<0,0001	4.718,7
Proporção de projetos do executivo sobre o total de aprovados	0,6187	0,0554	<0,0001	4.731,5
Taxa ministerial	0,8997	0,0859	<0,0001	4.747,6
PIB per capita	1,2076	0,1528	<0,0001	4.776,1
Ano de eleição nacional	0,6551	0,0825	<0,0001	4.786,0
log(Orçamento de TI executado)	0,7326	0,0847	<0,0001	4.786,6
log(Taxa de medidas provisórias não aprovadas)	0,7464	0,0889	<0,0001	4.793,9
Taxa de execução do orçamento discricionário	0,4247	0,0611	<0,0001	4.805,4
log(Número de Número de servidores efetivos)	-0,3935	0,0616	<0,0001	4.814,0
Orçamento de TI executado	0,5842	0,0906	<0,0001	4.814,2
Taxa de medidas provisórias não aprovadas	0,5791	0,0899	<0,0001	4.817,6
log(Taxa de execução do orçamento discricionário)	0,3720	0,0597	<0,0001	4.818,1
Taxa de execução do orçamento total	0,3433	0,0583	<0,0001	4.823,1
log(Taxa de execução do orçamento total)	0,3308	0,0579	<0,0001	4.825,6
Número de Número de servidores efetivos	-0,3319	0,0604	<0,0001	4.827,7
Ano de eleição municipal	-0,3734	0,0722	<0,0001	4.837,3
Taxa de aprovação legislativa	-0,4984	0,1183	<0,0001	4.838,7
Ideologia do prefeito	0,3108	0,0764	<0,0001	4.843,7
log(Taxa de aprovação legislativa)	-0,2757	0,1177	0,0191	4.852,3

Continua na próxima página

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Valor-p	BIC
Orçamento de TI previsto	0,1005	0,0691	0,1459	4.857,6
Número de servidores	0,0888	0,0678	0,1901	4.858,0
log(Taxa de alinhamento da base)	-0,0835	0,0733	0,2546	4.858,4
Taxa de alinhamento da base	-0,0784	0,0731	0,2830	4.858,6
log(Número de servidores)	0,0604	0,0669	0,3666	4.858,9
log(Permanência do ministro)	-0,0562	0,0675	0,4053	4.859,0
log(Orçamento de TI previsto)	0,0574	0,0672	0,3927	4.859,0
Permanência do ministro	-0,0295	0,0637	0,6430	4.859,5

- Ajuste para todas as potenciais covariáveis para o modelo com uma covariável para o PSE. É uma extensão da Tabela 15.

Tabela 33: Estimativa de todos os modelos com uma variável explicativa para o PSE

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Valor-p	BIC
log(Taxa de veto)	0,9001	0,0208	<0,0001	4.168,0
Taxa de veto	0,9546	0,0314	<0,0001	4.281,3
Orçamento total executado	1,0225	0,0141	<0,0001	4.287,7
log(Orçamento total executado)	1,0195	0,0136	<0,0001	4.294,6
log(Orçamento discricionário autorizado)	0,9136	0,0359	<0,0001	4.587,3
log(Orçamento total autorizado)	1,0602	0,0291	<0,0001	4.611,7
Base governista por ministérios ocupados	-1,4148	0,1184	<0,0001	4.645,2
Proporção de deputados da base governista	-2,7312	0,2517	<0,0001	4.651,8
Orçamento total autorizado	1,0737	0,0339	<0,0001	4.652,8
Pontuação do ministério em carreiras	0,9648	0,0262	<0,0001	4.667,4
Orçamento discricionário autorizado	0,8703	0,0437	<0,0001	4.691,5
log(Proporção de deputados da base governista)	-4,4282	0,5471	<0,0001	4.695,7
Ideologia do presidente	0,5498	0,0382	<0,0001	4.767,1
Ano de eleição nacional	1,0727	0,2185	<0,0001	4.792,3
Popularidade do presidente	-0,7294	0,0460	<0,0001	4.808,0
log(Orçamento discricionário autorizado)	0,7879	0,0507	<0,0001	4.811,1
Ano de eleição municipal	-0,6652	0,0401	<0,0001	4.827,1
Margem de vitória do presidente	-0,8126	0,0555	<0,0001	4.833,5
Proporção de projetos apresentados pelo executivo	0,4065	0,0369	<0,0001	4.866,9
Orçamento discricionário autorizado	0,7163	0,0591	<0,0001	4.870,3
log(Número de partidos pelo peso)	0,6288	0,0530	<0,0001	4.870,8
log(Número de Número de servidores efetivos)	-0,5008	0,0498	<0,0001	4.873,1
Número de Número de servidores efetivos	-0,4882	0,0464	<0,0001	4.879,4
Taxa de aprovação legislativa	-0,4804	0,0447	<0,0001	4.897,5
Número de partidos pelo peso	0,5598	0,0546	<0,0001	4.898,7
log(Proporção de projetos apresentados pelo executivo)	0,3469	0,0342	<0,0001	4.900,3
Percentual de projetos do executivo sobre o total de aprovados	0,3603	0,0385	<0,0001	4.904,6
log(Taxa de aprovação legislativa)	-0,4939	0,0484	<0,0001	4.906,7
log(Popularidade do presidente)	-0,4845	0,0565	<0,0001	4.923,6
log(PIB per capita)	0,4392	0,0500	<0,0001	4.926,4
log(Percentual de projetos do executivo sobre o total de aprovados)	0,3086	0,0358	<0,0001	4.928,4
Taxa de execução do orçamento discricionário	0,2779	0,0336	<0,0001	4.940,0
log(Margem de vitória do presidente)	-0,4563	0,0609	<0,0001	4.940,8
PIB per capita	0,4929	0,0839	<0,0001	4.953,3
log(Taxa de execução do orçamento discricionário)	0,2507	0,0341	<0,0001	4.953,9
Taxa de execução do orçamento total	0,2428	0,0343	<0,0001	4.956,8
log(Taxa de execução do orçamento total)	0,2372	0,0344	<0,0001	4.959,2
Ideologia do prefeito	0,2561	0,0484	<0,0001	4.975,7

Continua na próxima página

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Valor-p	BIC
Taxa ministerial	0,1911	0,0384	<0,0001	4.975,8
log(Orçamento de TI executado)	0,2488	0,0545	<0,0001	4.979,7
Orçamento de TI executado	0,2046	0,0518	0,0001	4.985,5
log(Taxa ministerial)	0,1034	0,0373	0,0056	4.994,3
log(Número de servidores)	-0,1080	0,0437	0,0135	4.995,8
Permanência do ministro	-0,1043	0,0494	0,0349	4.997,4
Número de servidores	-0,0831	0,0436	0,0566	4.998,3
log(Permanência do ministro)	-0,0903	0,0504	0,0732	4.998,6
Orçamento de TI previsto	0,0843	0,0470	0,0730	4.998,7
log(Orçamento de TI previsto)	0,0688	0,0460	0,1351	4.999,7
Taxa de alinhamento da base	-0,0652	0,0489	0,1829	5.000,2
log(Taxa de alinhamento da base)	-0,0651	0,0490	0,1836	5.000,2
Taxa de medidas provisórias não aprovadas	0,0169	0,0458	0,7124	5.001,8
log(Taxa de medidas provisórias não aprovadas)	0,0041	0,0460	0,9283	5.001,9

- Ajuste de 26 modelos de regressão univariados para a PNAB. Parte destes modelos formaram as marginais dos modelos de regressão bivariados via cópula de Clayton.

Tabela 35: Estimativa de todos os modelos de regressão univariados ajustados para a PNAB

Identificação	Covariáveis	BIC
13	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), Taxa de execução do orçamento discricionário, log(Número de servidores)	4.157,7
14	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), log(Taxa de execução do orçamento discricionário), log(Número de servidores)	4.157,8
46	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), log(Taxa de execução do orçamento discricionário), log(Número de servidores)	4.157,8
48	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), log(Taxa de execução do orçamento discricionário), Número de servidores	4.158,1
5	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), log(Taxa de execução do orçamento discricionário), log(Número de servidores), Ano de eleição municipal	4.158,8
10	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), Ideologia do presidente, log(Número de servidores)	4.163,0
16	log(PIB per capita), Taxa de veto log(Orçamento total executado), Popularidade do presidente, Taxa de execução do orçamento discricionário, Ano de eleição nacional	4.176,4
17	log(PIB per capita), Taxa de veto log(Orçamento total executado), Popularidade do presidente, log(Taxa de execução do orçamento discricionário), Ano de eleição nacional	4.177,0
9	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), Ideologia do presidente, Popularidade do presidente, Taxa de aprovação legislativa, Ano de eleição municipal	4.178,1
8	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), Ideologia do presidente, Popularidade do presidente, Taxa de aprovação legislativa	4.181,7
7	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), Ideologia do presidente, Popularidade do presidente	4.188,7
11	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), Ideologia do presidente, Taxa de aprovação legislativa	4.192,0
12	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), Taxa de execução do orçamento discricionário	4.194,7

Continua na próxima página

Identificação	Covariáveis	BIC
50	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), log(Taxa de execução do orçamento discricionário)	4.196,0
6	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), Ideologia do presidente	4.197,0
63	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), log(Proporção de deputados da base governista)	4.197,2
2	log(Orçamento total executado)	4.280,1
4	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado)	4.284,5
15	log(PIB per capita), Taxa de veto, log(Orçamento total executado)	4.321,3
58	log(Orçamento discricionário autorizado)	4.350,6
65	log(PIB per capita), log(Orçamento discricionário autorizado)	4.351,0
56	Orçamento discricionário autorizado	4.421,4
60	Taxa de veto	4.676,9
61	log(Taxa de veto)	4.702,3
3	log(PIB per capita)	4.718,7
1	-	4.854,0

- Ajuste dos 38 modelos de regressão univariados para a PNAB. Parte destes modelos formaram as marginais dos modelos de regressão bivariados via cópula de Clayton.

Tabela 37: Estimativa de todos os modelos de regressão univariados ajustados para o PSE

Identificação	Covariáveis	BIC
47	log(PIB per capita), Orçamento total executado, log(Taxa de aprovação legislativa), log(Taxa de execução do orçamento discricionário), log(Taxa ministerial)	3.437,7
24	log(PIB per capita), Orçamento total executado, log(Taxa de aprovação legislativa), Taxa de execução do orçamento discricionário, log(Taxa ministerial)	3.444,5
36	PIB per capita, Orçamento total executado, log(Taxa de aprovação legislativa), Taxa de execução do orçamento discricionário, log(Taxa ministerial)	3.446,2
30	log(PIB per capita), Taxa de veto, Pontuação do ministério em carreiras, log(Orçamento discricionário autorizado), log(Taxa de execução do orçamento discricionário)	3.474,2
38	PIB per capita, Taxa de veto, Pontuação do ministério em carreiras, log(Orçamento discricionário autorizado), Ano de eleição nacional	3.487,9
37	PIB per capita, Taxa de veto, Pontuação do ministério em carreiras, log(Orçamento discricionário autorizado)	3.505,3
29	log(PIB per capita), Taxa de veto, Pontuação do ministério em carreiras, log(Orçamento discricionário autorizado)	3.506,0
55	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), log(Taxa de aprovação legislativa), log(Taxa de execução do orçamento discricionário), log(Taxa ministerial)	3.522,4
27	log(PIB per capita), Orçamento total executado, Base governista por ministérios ocupados, log(Taxa de aprovação legislativa), Taxa de execução do orçamento discricionário	3.691,9
28	log(PIB per capita), Taxa de veto, Pontuação do ministério em carreiras	3.814,4

Continua na próxima página

Identificação	Covariáveis	BIC
41	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), Taxa de execução do orçamento discricionário	3.832,2
26	log(PIB per capita), Orçamento total executado, Base governista por ministérios ocupados, log(Taxa de aprovação legislativa)	3.929,8
25	log(PIB per capita), Orçamento total executado, Base governista por ministérios ocupados	3.935,9
40	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado), Ideologia do presidente	3.943,2
23	log(PIB per capita), Orçamento total executado, Ideologia do presidente	4.038,1
35	PIB per capita, Orçamento total executado, Ideologia do presidente	4.042,1
49	log(PIB per capita), log(Taxa de veto), log(Orçamento discricionário autorizado)	4.087,6
45	PIB per capita, log(Orçamento total executado), Taxa ministerial	4.161,9
44	PIB per capita, Orçamento total executado, Taxa ministerial	4.162,1
22	log(PIB per capita), log(Taxa de veto)	4.166,8
62	log(Taxa de veto)	4.168,0
52	log(PIB per capita), Taxa de veto, log(Taxa de execução do orçamento discricionário)	4.169,3
51	log(PIB per capita), Taxa de veto, Taxa de execução do orçamento discricionário	4.170,8
43	log(PIB per capita), Taxa de veto, log(Orçamento discricionário autorizado)	4.201,3
42	PIB per capita, Taxa de veto, log(Orçamento discricionário autorizado)	4.201,5
54	log(PIB per capita), Taxa de veto	4.278,2
39	Taxa de veto	4.281,3
32	Orçamento total executado	4.287,7
34	PIB per capita, Orçamento total executado	4.288,4
33	PIB per capita, log(Orçamento total executado)	4.292,3
19	log(Orçamento total executado)	4.294,6
21	log(PIB per capita), log(Orçamento total executado)	4.298,3
59	log(Orçamento discricionário autorizado)	4.587,3
66	log(PIB per capita), Base governista por ministérios ocupados	4.627,7
64	Base governista por ministérios ocupados	4.645,2
57	Orçamento discricionário autorizado	4.691,5
20	log(PIB per capita)	4.926,4
18	-	4.996,2

- Ajuste indicado pelos 37 modelos bivariados mostrados na Figura 18.

Tabela 39: Estimativa de todos os modelos de regressão bivariados via cópula de Clayton ajustados

Id. PNAB	Id. PSE	Covariáveis PNAB	Covariáveis PSE	ϕ	τ	BIC
13	47	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Taxa de execução do orçamento discricionário log(Número de servidores)	log(PIB per capita) Orçamento total executado log(Taxa de aprovação legislativa) log(Taxa de execução do orçamento discricionário) log(Taxa ministerial)	-0,049	-0,025	7.600,8

Continua na próxima página

Id. PNAB	Id. PSE	Covariáveis PNAB	Covariáveis PSE	ϕ	τ	BIC
14	47	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) log(Taxa de execução do orçamento discricionário) log(Número de servidores)	log(PIB per capita) Orçamento total executado log(Taxa de aprovação legislativa) log(Taxa de execução do orçamento discricionário) log(Taxa ministerial)	-0,050	-0,025	7.600,9
48	47	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) log(Taxa de execução do orçamento discricionário) Número de servidores	log(PIB per capita) Orçamento total executado log(Taxa de aprovação legislativa) log(Taxa de execução do orçamento discricionário) log(Taxa ministerial)	-0,058	-0,030	7.602,1
13	24	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Taxa de execução do orçamento discricionário log(Número de servidores)	log(PIB per capita) Orçamento total executado log(Taxa de aprovação legislativa) Taxa de execução do orçamento discricionário log(Taxa ministerial)	-0,046	-0,023	7.607,7
14	24	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) log(Taxa de execução do orçamento discricionário) log(Número de servidores)	log(PIB per capita) Orçamento total executado log(Taxa de aprovação legislativa) Taxa de execução do orçamento discricionário log(Taxa ministerial)	-0,047	-0,024	7.607,8
13	36	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Taxa de execução do orçamento discricionário log(Número de servidores)	PIB per capita Orçamento total executado log(Taxa de aprovação legislativa) Taxa de execução do orçamento discricionário log(Taxa ministerial)	-0,044	-0,022	7.609,4
5	36	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) log(Taxa de execução do orçamento discricionário) log(Número de servidores) Ano de eleição municipal	PIB per capita Orçamento total executado log(Taxa de aprovação legislativa) Taxa de execução do orçamento discricionário log(Taxa ministerial)	-0,014	-0,007	7.610,7
12	36	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Taxa de execução do orçamento discricionário	PIB per capita Orçamento total executado log(Taxa de aprovação legislativa) Taxa de execução do orçamento discricionário log(Taxa ministerial)	-0,080	-0,042	7.645,9
13	55	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Taxa de execução do orçamento discricionário log(Número de servidores)	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) log(Taxa de aprovação legislativa) log(Taxa de execução do orçamento discricionário) log(Taxa ministerial)	-0,043	-0,022	7.685,2
12	37	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Taxa de execução do orçamento discricionário	PIB per capita Taxa de veto Pontuação do ministério em carreiras log(Orçamento discricionário autorizado)	-0,051	-0,026	7.705,5
12	41	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Taxa de execução do orçamento discricionário	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Taxa de execução do orçamento discricionário	-0,025	-0,013	8.032,4
12	40	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Taxa de execução do orçamento discricionário	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Ideologia do presidente	-0,075	-0,039	8.143,1
6	40	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Ideologia do presidente	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Ideologia do presidente	-0,026	-0,013	8.145,9
12	23	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Taxa de execução do orçamento discricionário	log(PIB per capita) Orçamento total executado Ideologia do presidente	-0,060	-0,031	8.238,4
12	45	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Taxa de execução do orçamento discricionário	PIB per capita log(Orçamento total executado) Taxa ministerial	-0,156	-0,084	8.358,6
12	51	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Taxa de execução do orçamento discricionário	log(PIB per capita) Taxa de veto Taxa de execução do orçamento discricionário	0,193	0,088	8.369,9
50	52	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) log(Taxa de execução do orçamento discricionário)	log(PIB per capita) Taxa de veto log(Taxa de execução do orçamento discricionário)	0,216	0,098	8.370,2
63	51	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) log(Proporção de deputados da base governista)	log(PIB per capita) Taxa de veto Taxa de execução do orçamento discricionário	0,559	0,219	8.370,2
50	51	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) log(Taxa de execução do orçamento discricionário)	log(PIB per capita) Taxa de veto Taxa de execução do orçamento discricionário	0,176	0,081	8.371,6
63	43	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) log(Proporção de deputados da base governista)	log(PIB per capita) Taxa de veto log(Orçamento discricionário autorizado)	0,975	0,328	8.389,7
12	43	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Taxa de execução do orçamento discricionário	log(PIB per capita) Taxa de veto log(Orçamento discricionário autorizado)	0,857	0,300	8.390,2

Continua na próxima página

Id. PNAB	Id. PSE	Covariáveis PNAB	Covariáveis PSE	ϕ	τ	BIC
12	42	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) Taxa de execução do orçamento discricionário	PIB per capita Taxa de veto log(Orçamento discricionário autorizado)	0,857	0,300	8.390,9
50	43	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado) log(Taxa de execução do orçamento discricionário)	log(PIB per capita) Taxa de veto log(Orçamento discricionário autorizado)	0,838	0,295	8.392,1
4	22	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado)	log(PIB per capita) log(Taxa de veto)	0,022	0,011	8.456,8
4	51	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado)	log(PIB per capita) Taxa de veto Taxa de execução do orçamento discricionário	0,043	0,021	8.460,9
4	43	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado)	log(PIB per capita) Taxa de veto log(Orçamento discricionário autorizado)	0,052	0,026	8.491,4
58	59	log(Orçamento discricionário autorizado)	log(Orçamento discricionário autorizado)	0,380	0,160	8.523,3
4	54	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado)	log(PIB per capita) Taxa de veto	8.568,4	0,023	0,011
2	19	log(Orçamento total executado)	log(Orçamento total executado)	0,222	0,100	8.573,0
4	21	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado)	log(PIB per capita) log(Orçamento total executado)	0,225	0,101	8.580,7
60	39	Taxa de veto	Taxa de veto	0,391	0,163	8.874,2
61	62	log(Taxa de veto)	log(Taxa de veto)	0,057	0,028	8.874,9
65	66	log(PIB per capita) log(Orçamento discricionário autorizado)	log(PIB per capita) Base governista por ministérios ocupados	0,608	0,233	8.975
58	64	log(Orçamento discricionário autorizado)	Base governista por ministérios ocupados	0,767	0,277	8.991,0
56	57	Orçamento discricionário autorizado	Orçamento discricionário autorizado	0,532	0,210	9.109,9
3	20	log(PIB per capita)	log(PIB per capita)	0,874	0,304	9.579,2
1	18	-	-	0,635	0,241	9.805,9