



<https://doi.org/10.26512/ges.v11i3.32425>

Revista Eletrônica Gestão & Saúde ISSN: 1982-4785

Nascimento IF, Nascimento AR, Yaohao P

Artigo de Pesquisa

Uma análise estatística comparativa das evidências de subnotificação da COVID-19 no Brasil

A comparative statistical analysis of the evidence of underreporting for COVID-19 in Brazil

Un análisis estadístico comparativo de la evidencia de subregistro para COVID-19 en Brasil

Igor Ferreira do Nascimento¹, Alex Rodrigues do Nascimento², Peng Yaohao³

Resumo

Este artigo investigou a subnotificação da COVID-19 nos estados brasileiros tomando como base os dados da Coreia do Sul e da Itália como referências de testagem e avaliando a subnotificação relativa com base em suas respectivas taxas de letalidade. Desenvolveu-se modelo estatístico que incorpora aspectos temporais e espaciais, o qual analisou a dispersão da COVID-19 a partir de um epicentro para três unidades federativas brasileiras e quatro estados norte-americanos; a influência relativa da malha rodoviária para a dispersão da COVID-19 nesses estados também foi verificada. Os resultados indicam que 16 das 27 unidades federativas brasileiras apresentaram notificação superior aos níveis observados da Itália, embora todas tenham demonstrado evidências de subnotificação quando comparadas com os níveis observados da Coreia do Sul. Evidências de subnotificação

do interior em relação à capital de cada estado também foram discutidas. Os achados do estudo podem contribuir para a melhor compreensão das heterogeneidades de subnotificação para diferentes regiões do Brasil, bem como auxiliar no diagnóstico da demanda dos sistemas regionais de saúde e na estimativa da duração da pandemia em nível regional.

Descritores: Notificação de Doenças, Estatística & Dados Numéricos, Computação Matemática, Transmissão de Doença Infecciosa

Abstract

This article investigated the underreporting of COVID-19 in the Brazilian states, based upon data from South Korea and Italy as testing references and evaluating the relative underreporting based on their respective case fatality rates. We developed a statistical model

¹ Doutor em Administração – UnB. Professor – Instituto Federal do Piauí. Teresina, Piauí – Brasil. - Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-1084-7849>

² Mestre em Estatística – UnB. Analista de Investimento – FUNCEF. Brasília, Distrito Federal – Brasil. - Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-7094-0987>

³ Doutor em Administração – UnB. Coordenador – Geral, Ministério da Economia. Brasília, Distrito Federal – Brasil. - Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-2416-6139>

that incorporates temporal and spatial aspects, analyzing the dispersion of COVID-19 from an epicenter and testing for 3 Brazilian federative units and four American states; the relative influence of the road network for the dispersion of COVID-19 in these states was also verified. The results indicate that 16 out of the 27 Brazilian federative units presented notification higher than the levels observed in Italy, but all of them showed evidence of underreporting when compared to the levels observed in South Korea. Evidence of underreporting from the interior in relation to the state capital was also discussed. The findings of the present study can contribute to a better understanding of the underreporting heterogeneities for different regions of Brazil, as well as assisting the prediction of regional healthcare system demands the estimation of of the pandemics duration at the regional level.

Key words: Disease Notification, Mathematical Computing, Statistics & Numerical Data, Infectious Disease Transmission

Resumen

Este artículo investigó el subregistro de COVID-19 en los estados brasileños, utilizando datos de Corea del Sur e Italia como referencias de prueba y evaluando el subregistro relativo en función de sus respectivas tasas de letalidad. Se desarrolló un modelo estadístico que incorpora aspectos temporales y espaciales, que analizó la

Rev. Gestão e Saúde (Brasília), v. 11 n. 3 (2020): Setembro - Dezembro 2020

Uma análise estatística comparativa das evidências

dispersión de COVID-19 de un epicentro a 3 unidades federativas brasileñas y cuatro estados norteamericanos; También se verificó la influencia relativa de la red de carreteras para la dispersión de COVID-19 en estos estados. Los resultados indican que 16 de las 27 unidades federativas brasileñas reportaron niveles más altos que los observados en Italia, pero todas mostraron evidencia de subregistro en comparación con los niveles observados en Corea del Sur. También se discutió la evidencia de subregistro desde el interior en relación con la capital del estado. Los resultados del presente estudio pueden contribuir a una mejor comprensión de las heterogeneidades de subregistro para diferentes regiones de Brasil, así como ayudar a diagnosticar la demanda de los sistemas de salud regionales y estimar la duración de la pandemia a nivel regional.

Descritores: Notificación de Enfermedades, Estadística & Datos Numéricos, Cómputos matemáticos, Transmisión de Enfermedad Infecciosa

Introdução

A COVID-19, doença causada pelo Coronavírus da Síndrome Respiratória Aguda Grave 2 (SARS-CoV-2), foi reportada primeiramente na China no fim de 2019⁽¹⁶⁾. Na data de 28/06/2020, a pandemia já havia afetado mais de 10 milhões de pessoas pelo mundo, fazendo mais de meio milhão de vítimas fatais⁽¹⁷⁾. A COVID-19 se espalhou

rapidamente pela China e, pouco depois, tomou proporções globais, induzindo, assim, respostas acentuadas por parte dos governos e pela sociedade civil em nível mundial, de modo que numerosas e drásticas medidas de controle foram implantadas para coibir a propagação do vírus, perpassando, a depender do local, desde o cancelamento de festividades e eventos esportivos até a suspensão de calendários escolares, o cumprimento do isolamento social e o uso obrigatório de equipamentos de proteção individual em ambientes públicos. Uma discussão acerca das medidas governamentais adotadas por países ao redor do mundo em resposta à pandemia pode ser encontrada no trabalho de Hale, Petherick, Phillips e Webster (2020)⁽¹⁸⁾.

A fim de se entender a doença e planejar métodos eficazes de controlar sua disseminação, um aspecto fundamental no levantamento de informações é a realização de testes. Não obstante, a limitada capacidade de testagem de diversos países leva a subnotificações nos números de infectados e óbitos, as quais dificultam a identificação da real evolução da epidemia^(4, 6, 8). Em contrapartida, o crescimento exponencial característico de um surto epidemiológico pode ocasionar colapso nos sistemas de saúde, de modo que o conhecimento do número verdadeiro de infectados é essencial para orientar políticas públicas de combate à pandemia, conforme discutido pelos trabalhos

Uma análise estatística comparativa das evidências

de Verelst, Kuylen e Beutels (2020)⁽¹⁹⁾ e Arabi, Murthy e Webb (2020)⁽²⁰⁾.

Com base nesse cenário, este trabalho se motiva a propor uma abordagem baseada em técnicas estatísticas, aliadas a análises temporais e espaciais, para avaliar a subnotificação de casos de infecção por COVID-19 para os municípios do estado de São Paulo, Rio de Janeiro e Ceará, as três unidades da federação brasileiras mais afetadas pela pandemia. O modelo desenvolvido investigou o padrão espaço-temporal do número de notificações, bem como o número de óbitos do interior para as respectivas capitais, propondo aprimoramentos às abordagens proposta por estudos como Jagodnik, Ray, Giorgi e Lachmann (2020)⁽⁴⁾, Reis et al. (2020)⁽⁸⁾ e Cordes e Castro (2020)⁽²¹⁾.

Ademais, este estudo realizou uma comparação entre o padrão de testagem apresentado pelas unidades da federação do Brasil, fundamentada na relação entre óbitos e casos confirmados de países que comprovadamente apresentaram boa capacidade de testagem. Em termos estatísticos, considerou-se a defasagem temporal entre a confirmação de um novo caso e o registro de óbito provocado pelo contágio, de modo que a disseminação geográfica dos novos casos e óbitos foi avaliada pela distância euclidiana entre os municípios para o epicentro, assumidas como sendo as capitais dos estados, por concentrarem o maior fluxo de pessoas. Conforme enunciado pela Primeira Lei de

Toble⁽¹⁵⁾, espera-se que municípios geograficamente mais próximos da capital apresentem um padrão de contágio mais parecido do que em municípios distantes. Analogamente, as malhas rodoviárias podem aumentar a similaridade mesmo em distâncias espaciais maiores, conforme discutido em Rivas et al.(2010)⁽¹¹⁾. Dessa forma, espera-se que municípios que compartilhem malha rodoviária possuam maior similaridade do que aqueles que não compartilham, em especial, pelo fato de o sistema rodoviário ser o principal meio de transporte no Brasil. Ao longo do trabalho, essa constatação foi levada em consideração para fornecer subsídios adicionais à compreensão dos padrões de disseminação da COVID-19.

Objetivos, hipóteses e revisão da literatura

Este trabalho tem como objetivo geral analisar os dados de casos confirmados e número de óbitos decorrentes da COVID-19 no Brasil e, com base nesses dados, identificar indícios de subnotificação. Como objetivos específicos, este trabalho se propõe a 1) observar a diferença espaço-temporal do padrão dos registros de casos confirmados e número de mortos, da capital para o interior – o que pode fornecer indícios de subnotificações locais; e 2) comparar as taxas de mortalidade dos estados brasileiros com outros países para estimar cenários de subnotificação. É importante destacar que este trabalho não pretende exaurir a discussão

Uma análise estatística comparativa das evidências

acerca das causas da diferença espaço-temporal entre os padrões de contágio; em vez disso, a proposta é avaliar localmente a diferença entre o padrão de disseminação com base nos registros de casos confirmados e de óbito.

Diante do supracitado, as seguintes hipóteses são formuladas a seguir:

- H_1 A capacidade de testagem da capital e do interior são iguais;
- H_2 : Os números da COVID-19 no Brasil apresentam subnotificação.

Para testar tais hipóteses, assumimos os seguintes pressupostos:

- **Pressuposto 1:** Considerando a capital de cada unidade da federação como epicentro, os registros de casos para pessoas confirmadamente infectadas pela COVID-19 acontece antes do registro de óbitos⁽¹⁴⁾;
- **Pressuposto 2:** O registro de casos de pessoas confirmadamente infectados pela COVID-19 é, sob condição de letalidade equivalente entre países, proporcional ao número de registro de óbitos⁽⁴⁾.

Diversos trabalhos correlatos avaliaram o efeito de subnotificações utilizando a relação entre óbitos e casos confirmados de países que comprovadamente apresentaram boa capacidade de testagem, como o estudo de Jagodnik, Ray, Giorgi e Lachmann (2020)⁽⁴⁾: os autores aplicaram uma correção temporal e

de fator de risco na taxa de letalidade de casos de um país, levando em consideração sua pirâmide etária, para estimar o real valor do número de infectados de um outro país que possui suspeitas de subnotificações.

Outras técnicas envolvem a utilização de modelos comportamentais para estimar o número de infectados ao longo do tempo, conforme abordado no trabalho de Krantz e Rao (2020)⁽⁶⁾, no qual a diferença entre o número estimado pelo modelo proposto e o observado é interpretado como o reflexo da subnotificação – basicamente, estes autores utilizaram um modelo composto por um sistema de equações diferenciais –, cujos parâmetros foram calibrados de acordo com os dados efetivamente observados nos países analisados, e com base na estimativa teórica deste modelo, obter estimativa da subnotificação nessas localidades. Após esse procedimento, ondaletas de Meyer foram aplicadas em ambos os dados originais e nos corrigidos pela subnotificação para avaliar a magnitude relativa desta. Outra abordagem, adotada em estudos como Reis et al. (2020)⁽⁸⁾, não faz uso do número estimado de infectados, mas da diferença entre os parâmetros epidemiológicos observados de países distintos. Ribeiro et al. (2020)⁽⁹⁾, por sua vez, avaliaram subnotificações com base nos casos de internação por síndrome respiratória aguda grave (SRAG), cujo comportamento sazonal se mostrou pertinente para estimar o efeito incrementado em decorrência da COVID-19.

Este trabalho, apesar de recorrer à relação entre óbitos e casos confirmados, se diferencia dos demais supracitados por, além de utilizar uma abordagem temporal-espacial, integrar essa abordagem com uma discussão sobre a subnotificação, incorporando especificidades do Brasil tanto em relação à sua extensão geográfica e abundância populacional como em relação ao fato deste país ser um dos mais afetados pela pandemia em curso. Essa abordagem está em linha com o abordado pelo estudo de Jagodnik, Ray, Giorgi e Lachmann (2020)⁽⁴⁾, no qual utilizou-se a taxa de letalidade observada na Coreia do Sul para estimação do número real de infectados, considerando que esse país foi um dos primeiros a adotar a estratégia de testagem em massa, e ainda no estágio inicial da disseminação da COVID-19 em seus domínios.

Nesse sentido, este artigo adotou as informações da Coreia do Sul como padrão ideal para efeitos de notificação plena e as informações da Itália como padrão intermediário. Por fim, com o objetivo de aplicar os achados do trabalho para o contexto brasileiro, esta pesquisa introduziu modificações ao estudo de Jagodnik, Ray, Giorgi e Lachmann (2020)⁽⁴⁾ mediante os modelos estatísticos temporais-espaciais, que permitiram fornecer uma análise comparativa do padrão de testagem de infectados para as cinco regiões brasileiras.

Métodos

Começa-se apresentando o modelo estatístico temporal-espacial para estimar a subnotificação do epicentro (capital) para o interior. Considere Y_{ij}^I número de casos confirmados e Y_{ij}^M o número de óbitos de COVID-19 para o município i de um estado na data j . Considere ainda um modelo de regressão com resposta Binomial Negativa, ou seja, $Y_{ij}^I \sim BN(\mu^I, \phi)$ com parte sistemática dada por:

$$\begin{aligned} \log(\mu_{ij}^I) &= \eta_{ij}^I \\ \eta_{ij}^I &= \\ &\beta_{0j}^I + \beta_{1j}^I X_1 + \\ &\beta_{2j}^I X_2 \end{aligned} \quad (1)$$

no qual X_1 representa a distância em unidades latitude-longitude (lat-long) para capital do estado e X_2 identifica municípios que são cruzados por rodovias que também passam pela capital. Para o número de casos de óbito, considere também $Y_{ij}^M \sim BN(\mu^M, \phi)$ com parte sistemática dada por:

$$\begin{aligned} \log(\mu_{ij}^M) &= \eta_{ij}^M \\ \eta_{ij}^M &= \\ &\beta_{0j}^M + \beta_{1j}^M X_1 + \beta_{2j}^M X_2 \end{aligned} \quad (2)$$

O coeficiente $\exp(\beta_{kj})$ indica a variação percentual de incidência relacionada à variável k , seja como indicadora de uma classe dicotômica ou como mensuração na escala dos números reais. Como exemplificação, ao

Uma análise estatística comparativa das evidências

considerar $\exp(\beta_2^M) = 1,8$, a incidência de óbitos em municípios que são cortados por rodovias é 80% maior do que a dos municípios não cortados, enquanto com $\exp(\beta_1^M) = 0,5$ a incidência de óbitos em municípios que distam 1 unidade em escala lat-long seria a metade do observado quando não deslocado geograficamente.

Por se tratar de análise *cross-section* em vários períodos, as variáveis explicativas captam as diferenças temporais entre os padrões de contaminação dos municípios. Isto é, espera-se que, à medida que a epidemia evolua temporalmente, a diferença entre os municípios seja reduzida, tendo em vista que foi considerado o tamanho da população local como parte conhecida no preditor linear (*offset*).

Baseado no pressuposto 1 sobre a relação entre óbitos e casos confirmados, espera-se que o coeficiente $\exp(\beta_1^I)$, relacionado à incidência de casos confirmados baseado na distância em unidades lat-long para capital, seja pelo menos maior do que $\exp(\beta_1^M)$, relacionado à incidência dos registros de óbito confirmados baseado na variável distância em unidades lat-long para a capital para um mesmo período de análise.

Espera-se uma relação similar para $\exp(\beta_2^I)$, termo relacionado à incidência de casos confirmados baseado na variável de malha rodoviária, de modo que este seja pelo menos maior do que $\exp(\beta_2^M)$, relacionado à

incidência dos registros de óbitos baseada na variável de malha rodoviária em um mesmo período de análise. Dessa forma, este trabalho utiliza a diferença entre $\exp(\beta_i^M)$ e $\exp(\beta_i^I)$ para avaliar indícios de subnotificações nos estados analisados.

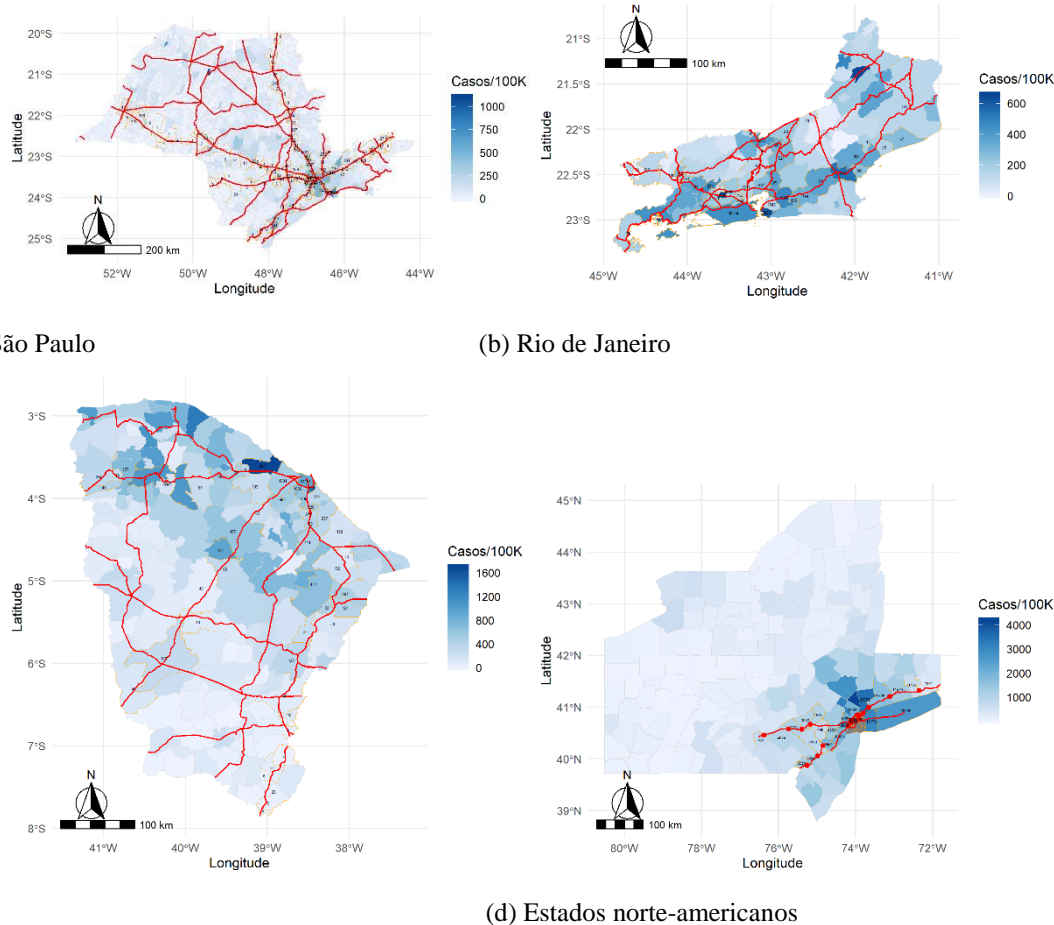
Os modelos (1) e (2) foram ajustados para os municípios dos estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Ceará – os três estados brasileiros mais afetados pela pandemia –, bem como para os condados de quatro estados dos Estados Unidos da América: Nova York, Connecticut, Nova Jersey e Pennsylvania, cujos padrões de contágio foram analisados tomando a cidade de Nova York como epicentro, cidade com o primeiro grande foco de concentração de casos de COVID-19 nos EUA. Ou seja, para este caso não foi considerada a distância do condado para a capital de seu estado, mas a distância para a cidade de Nova York e se o condado compartilha rodovia com ela. A aplicação considerou quatro estados americanos para haver comparabilidade em termos de extensão territorial em relação aos estados brasileiros.

Utilizaram-se dados diários acumulados para casos confirmados e número de óbitos por município entre os dias 01/04/2020 e 01/06/2020, coletados a partir de plataforma

Uma análise estatística comparativa das evidências

descrita no estudo de Cota (2020)⁽²⁾, ou seja, ajustaram-se 62 modelos para cada estado considerando os municípios como observação. A escolha da regressão com resposta Binomial Negativa foi precedida de uma análise de seleção de modelos. Para que seja possível comparar os estados analisados, utilizou-se o mesmo modelo, Binomial Negativa, que apresentou, no geral, o menor critério de informação AIC, conforme tabelas em Anexo.

A figura 1 apresenta o mapa com as divisões municipais para o estado de São Paulo, Rio de Janeiro e Ceará e suas respectivas malhas rodoviárias. A coloração dos polígonos representa a incidência de casos confirmados por 100.000 habitantes no dia 01/06/2020 e sugere que as relações espaciais estão presentes na disseminação da COVID-19. Para efeitos de comparação, apresenta-se também o mapa dos quatro estados americanos analisados. Por mais que haja diferenças nas definições conceituais de malha rodoviária do Brasil e dos Estados Unidos, a representação sugere que municípios geograficamente mais próximos e que compartilham malha rodoviária com a capital de seu estado possuem maior incidência de casos confirmados.



(c) Ceará

(d) Estados norte-americanos

Figura 1: Relação entre número de casos e a localização espacial para estados brasileiros (São Paulo, Rio de Janeiro e Ceará) e estados norte-americanos (Nova York, Connecticut, Nova Jersey e Pennsylvania).

Fonte: Elaborado pelos autores.

A seguir, apresenta-se o método de estimação do número acumulado de casos exclusivamente a partir do número acumulado de óbitos, utilizando como referência um país que comprovadamente apresentou uma boa capacidade de testagem. Define-se a taxa de letalidade de casos no período t como:

$$TLC_t = \frac{\text{Número de óbitos}_t}{\text{Número de casos confirmados}_t}$$

A idade do indivíduo infectado é um fator de risco para gravidade da doença, ou seja, quanto mais idoso maiores as chances de a pessoa necessitar de cuidados críticos e morrer

em razão da COVID-19, tendo em vista a alta incidência de comorbidades em pessoas mais idosas⁽¹⁰⁾. Dessa forma, países que possuem população mais envelhecida tendem a apresentar valor mais elevado para taxa de letalidade do que países com a população mais jovem. Apesar de a idade ser um fator significativo na relação óbitos e casos, bem como qualidade do sistema de saúde, identifica-se uma heterogeneidade nessa razão para diversos países tanto por esses fatores como devido a subnotificações⁽³⁾. Com a subnotificação do número de casos

confirmados, o denominador da expressão da TLC apresenta valor menor, inflando, assim, seu valor.

A figura 2 apresenta a taxa de letalidade de seis países ao longo do tempo, sendo possível perceber que Alemanha e Coreia do

Uma análise estatística comparativa das evidências

Sul apresentaram taxa de letalidade menor do que a do Brasil, mesmo com uma população proporcionalmente mais envelhecida. Além disso, depreende-se uma heterogeneidade de medida entre os países.

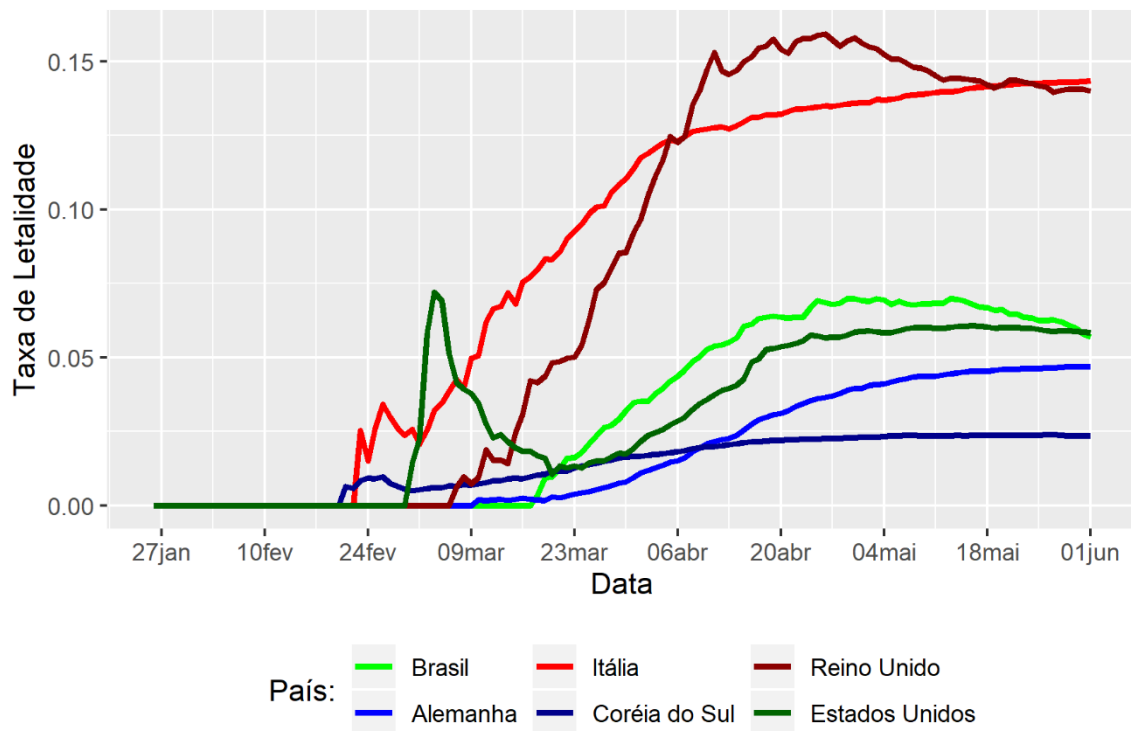


Figura 2: Taxa de letalidade para países selecionados

Fonte: Elaborado pelos autores.

Considerando que as subnotificações são uma causa para a diferença entre as TLCs dos países, a correção de subnotificações proposta permite a comparação de dois países com distintas características demográficas da população. Essa comparação é feita mediante um fator de vulnerabilidade do número de casos FVAB de um país A, corrigido em relação a um outro país de referência B, definido como⁽⁴⁾:

$$FV_{AB} = \frac{\sum_{i=0}^N f_A r_i}{\sum_{i=0}^N f_B r_i}$$

sendo f_A a fração da população com idade i do país A, f_B a fração da população com idade i do país B e r_i a taxa de letalidade por idade i do país B. Os países de referência adotados foram Itália e Coreia do sul, cujos valores de r_i estão apresentados na tabela 1:

Faixa Etária	Coreia do Sul		Itália	
	Óbitos	TLC	Óbitos	TLC
0-9	0	0%	3	0,20%
10-19	0	0%	0	0%
20-29	0	0%	12	0,10%
30-39	1	0,001%	60	0,40%
40-49	1	0,001%	259	0,90%
50-59	8	0,006%	1069	2,70%
60-69	20	0,017%	3135	10,40%
70-79	38	0,064%	8258	25,50%
80+	52	0,136%	7087	29,70%

Tabela 1: Taxa de letalidade de casos por idade para Coreia do Sul e Itália.

Fonte: Dados de Pesquisa^(1,5).

Valores de FV_{AB} acima de 1 evidenciam que a população do país com suspeitas de subnotificação possui maior risco de morte, enquanto um FV_{AB} abaixo de 1 indica menor risco relativo de morte. Ou seja, se $FV_{AB} < 1$, então a população do país objeto de estudo é mais jovem do que a população do país referência e, conseqüentemente, possui menor risco de morte. Por outro lado, se $FV_{AB} > 1$, então a população do país A possui maior risco de morte porque sua população é mais envelhecida.

Ao considerar TLC_B como a taxa de letalidade de casos do país B, a estimativa do número casos acumulados no tempo t para o país objeto de estudo é dada por:

$$NC(t) = \frac{M(t + d)}{FV_{AB} * TLC_B}$$

com M representando o número de óbitos no país A, e d representando o número de dias entre a infecção e o óbito, assumido neste estudo como sendo doze dias, tendo em vista a

variabilidade apresentada por estudos de Russell et al. (2020)⁽¹³⁾ e Salje et al. (2020)⁽¹⁴⁾.

Vale ressaltar que, para a aplicação deste último método descrito, que utiliza padrão de testagem de outros países como referência, empregaram-se como unidade de observação os estados brasileiros, agrupados por região. Dessa forma, o primeiro método descrito, que utiliza os coeficientes estimados dos modelos (1) e (2) para avaliação de subnotificação, adota os municípios como unidade de estudo, enquanto o segundo método utiliza os estados brasileiros e faz uma análise em nível nacional.

Resultados

A influência da distância geográfica e a presença de malha rodoviária na disseminação da doença foi avaliada utilizando a distância euclidiana de cada município para o epicentro da doença, i.e., São Paulo, Rio de Janeiro, Fortaleza e Nova York: a figura 3 apresenta os coeficientes estimados das equações (1) e (2) para cada estado ao longo do tempo.

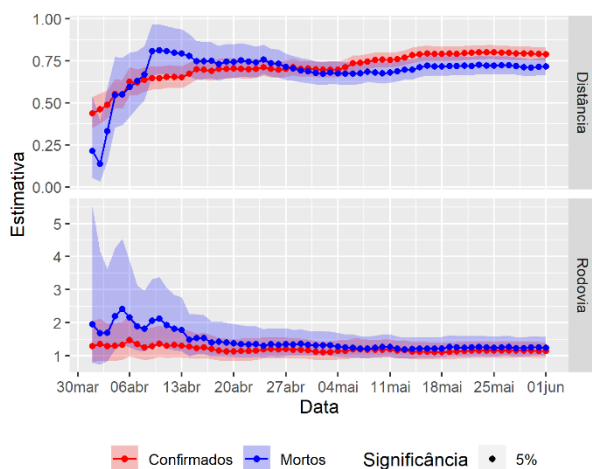
Depreende-se que, para os modelos de óbitos e confirmados, o coeficiente ligado à variável distância entre os municípios e a capital apresentou significância com 95% de confiança, considerando todos os dias da amostra, para São Paulo e Nova York e na maior parte dos dias para os estados do Rio de Janeiro e Ceará. Esses resultados sugerem que a distância do município para o epicentro do estado é relevante para entender a disseminação da doença nos municípios.

Ao avaliar o coeficiente ligado à malha rodoviária, não foi identificada significância na maior parte dos dias da amostra para os estados brasileiros, em contraponto ao que foi observado para o coeficiente ligado à distância. Por outro lado, essa variável se mostrou significativa na maior parte da amostra para os estados norte-americanos. Apesar de a análise identificar que essa variável não seria significativa para avaliar a evolução do surto,

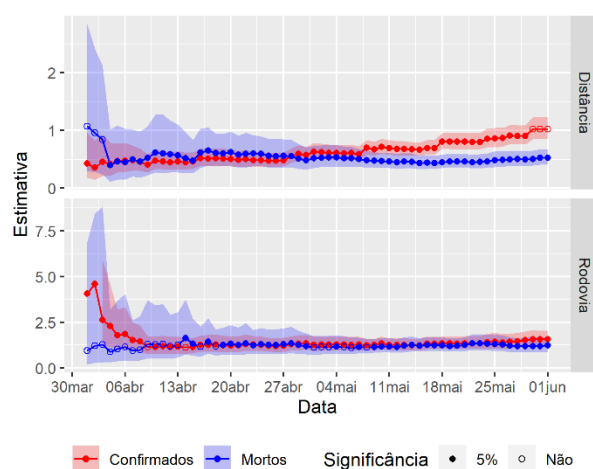
Uma análise estatística comparativa das evidências

os mapas apresentados na figura 1 sugerem o contrário, evidenciando, assim, a necessidade de avaliação mais detalhada do problema a partir de outros prismas de análise.

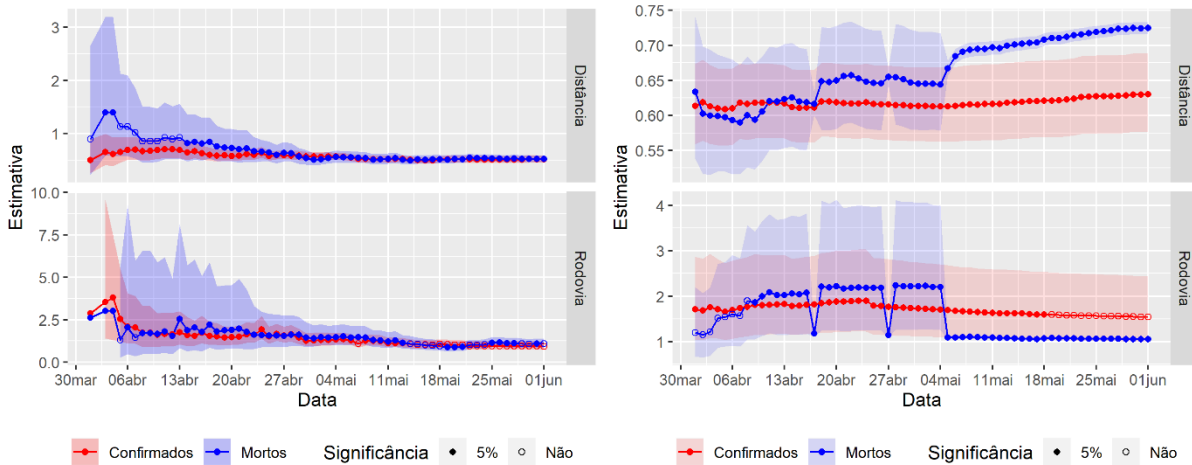
Identificou-se que, para os municípios dos estados de São Paulo e Rio de Janeiro, os coeficientes estimados ligados à variável distância do modelo de óbitos apresentam valores maiores do que os coeficientes do modelo de casos antes do mês de maio, padrão que apresentou alterações depois do mês de maio, de modo que não houve interseção entre os limites dos respectivos intervalos de confiança para o estado do Rio de Janeiro. Para o estado do Ceará, o padrão se assemelha aos outros estados brasileiros antes do mês de maio e apresentam valores similares após maio. Por outro lado, os coeficientes estimados para os estados norte-americanos apresentaram padrões distintos dos estados brasileiros.



(a) São Paulo



(b) Rio de Janeiro



(c) Ceará

(d) Estados norte-americanos

Figura 3: Estimativas dos parâmetros do modelo Binomial Negativo. O marcador indica o resultado do teste de significância para $H_0 : \beta = 0$, sendo círculo 1%, sendo quadrado 5%, triângulo 10% e cruz não significativo. A bandas indicam o intervalo de confiança $\alpha = 95\%$ e a trajetória o valor da estimativa.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Considerando a heterogeneidade dos estados, o gráfico 4 apresenta o comparativo com a estimativa de infectados baseada no número de óbitos e no TLC que tomou como referência Itália e Coreia do Sul. Os resultados

são apresentados em termos relativos, ou seja, o número de casos observados é comparado ao número de casos estimados utilizando o TLC da Itália e da Coreia do Sul, assumidos como proxies para a abrangência das testagens

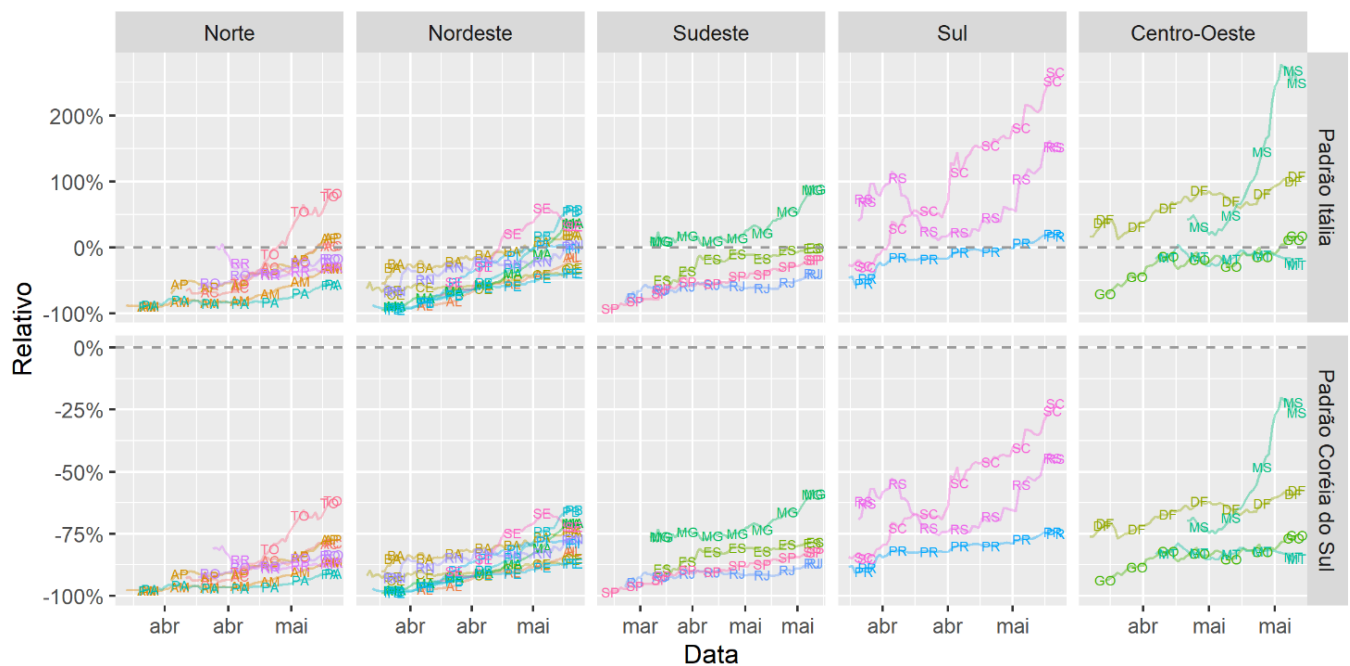


Figura 4: Comparação do padrão de testagem nas unidades da federação baseado no TLC italiano e sul-coreano.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Conforme apresentado anteriormente, o TLC observado da Itália sugere que o país apresentou um padrão de testagem menor do que o padrão da Coreia do Sul. Segundo os dados, entre os estados da região Norte, o Tocantins apresentou o melhor padrão de testagem, com o dobro do número de casos, considerando o padrão italiano e metade do padrão coreano; já o Pará, apresentou cerca de metade do número de casos em relação ao padrão italiano. De maneira semelhante, na região nordeste, o estado da Paraíba possui melhor padrão de testagem.

Enquanto isso, na região sudeste, o estado de Minas Gerais manteve-se, desde o início da série, acima do padrão de testagem da Itália. Ainda para a região Sudeste, percebe-se que, mesmo tendo maior número de infectados e óbitos, o nível de subnotificação do estado de São Paulo é menor do que o do Rio de Janeiro. Todos os estados da região Sul tiveram padrão de testagem maior do que o observado na Itália. Na região Centro-Oeste, Distrito Federal e Mato Grosso do Sul apresentaram padrão acima do percebido na Itália, chegando a 50% e 25% inferiores, respectivamente, ao padrão sul-coreano.

Em síntese, este estudo identificou que, com base nas premissas e modelos adotados, 16 estados brasileiros apresentaram padrões de testagem melhores que o italiano na última data de análise, ao passo que nenhum estado esteve no patamar do padrão sul coreano.

Discussão

Diante dos resultados encontrados para os modelos 1 e 2, constatou-se um comportamento similar para São Paulo (SP) e Rio de Janeiro (RJ), e bem distinto entre Ceará e a região ao redor de Nova York. Para SP e RJ, o pressuposto 1 de que o parâmetro β_I seria maior ou igual a β_M só é verificado depois do dia 28 de abril. Antes disso, tem-se $\beta_M > \beta_I$, isto é, a disseminação dos casos de óbito centralizada nas capitais é maior do que o de casos de registros. Considerando a variável de malha rodoviária, a hipótese H_1 só é verificada, nos estados brasileiros analisados, para o estado RJ.

Os resultados para o estado do Ceará sugerem que ainda há subnotificação no interior com relação à capital Fortaleza. Dessa forma, tem-se a indicação de subnotificação no interior do estado, em contraponto ao observado nos estados de São Paulo e Rio de Janeiro. Já para a região circunvizinha à cidade de Nova York, a hipótese H_1 só foi aceita para a variável de rodovia. No entanto, a diferença entre as características da malha rodoviária brasileira e americana requer maior esforço metodológica para o exercício comparativo.

A metodologia TLC proposta indicou a presença de heterogeneidade entre a capacidade de testagem das regiões e estados: os estados da região sul e centro-oeste apresentaram, com exceção de Mato Grosso, padrão de testagem superior ou equivalente ao

da Itália. Isso indica que esses estados foram capazes de realizar os testes de confirmação proporcionalmente ao número de óbitos registrados, de forma equivalente ao padrão italiano. No entanto, considerando que a disseminação relativa da doença foi maior na Itália do que nesses estados, estudos futuros podem utilizar este achado para avaliar a eficácia relativa das medidas de isolamento social no sentido de lograr êxito em conter o avanço da pandemia em comparação às demais localidades.

Por outro lado, as regiões Norte, Nordeste e Sudeste, apresentaram menor capacidade de testagem. Dessa forma, há indícios que, até maio, todos os estados dessas regiões apresentam relação proposta pelo TLC inferior à italiana. Quando comparado com o padrão da Coreia do Sul, há indícios, segundo a metodologia TLC, de subnotificação em todos os estados brasileiros. No entanto, os estados de Santa Catarina e Mato Grosso do Sul apresentam relação TLC 25% inferior à sul coreana, indicando que, até a data de análise, foram os estados com os melhores padrões de testagem da COVID-19.

Em comparação com demais estudos que analisaram subnotificação em nível de estado no Brasil, a literatura sugere elevado nível de subnotificação no Brasil, mesmo nos estados que apresentaram os melhores resultados, conforme relatado por **XX** ⁽⁷⁾.

O trabalho proposto apresenta uma metodologia temporal-espacial para avaliar a subnotificação relativa dos estados brasileiros, indicando como resultado que o padrão de testagem brasileiro está mais próximo da Itália do que da Coreia do Sul. Ademais, foi desenvolvida uma metodologia que identificou indícios de subnotificação dos municípios do interior dos estados quando comparados com suas capitais.

Por meio das análises realizadas, foi possível verificar o nível de subnotificação nos estados brasileiros, comparando-o com a relação de óbitos e confirmados da Itália e Coreia do Sul, expresso pela taxa de mortalidade. Os resultados encontrados sugerem que Mato Grosso do Sul e Santa Catarina foram os estados com padrão de testagem superior ao encontrado na Itália e 25% menor do que o encontrado na Coreia do Sul. Dessa forma, considerando este último país como padrão de testagem, a relação estimada de subnotificação para tais estados é de 1 caso não reportado para cada 4 contaminados, ou, simplesmente, o número de casos é 33% maior. Os resultados ainda indicam que, no Ceará, Rio de Janeiro e São Paulo, há evidências de subnotificação do interior quando comparado com a capital. Além disso, apenas São Paulo e Rio de Janeiro conseguiram reduzir a disparidade entre interior e capital.

A contribuição do trabalho do ponto de vista teórico se dá por meio da comparação

Conclusão

indireta do número de óbitos e casos confirmados, utilizando os coeficientes estimados para um modelo linear generalizado que considera aspectos espaciais. Do ponto de vista empírico, suas contribuições residem nas estimativas obtidas de subnotificação da COVID-19 comparando taxas de mortalidades de outros países, as quais evidenciaram a heterogeneidade das condições de testagem entre as unidades da federação.

A metodologia para determinar a existência de malha rodoviária utilizada no modelo pode ser aprimorada em pesquisas futuras, permitindo a ampliação da capacidade comparativa entre estados ou países. Além disso, a suposição de um único epicentro de disseminação da doença pode ser insuficiente para representar a realidade da disseminação da doença. Nesse sentido, um estudo dinâmico para caracterização de centro disseminador da doença pode revelar padrões adicionais de potencial valia para auxiliar a tomada de decisões e formulação de políticas públicas. Finalmente, ressalta-se que, a fim de se obter uma estimativa mais acurada da real dimensão de casos não-notificados, encorajam-se pesquisas por amostragem, de modo a incorporar dados com maior granularidade, além de dimensionar, com maior exatidão, os impactos da COVID-19 tanto na saúde pública como os econômicos e sociais.

Nota: As opiniões emitidas neste trabalho são de inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo,

Uma análise estatística comparativa das evidências

necessariamente, o ponto de vista das instituições às quais estão ou estiveram vinculados.

Referências

1. Istituto Superiore di Sanità. Integrated surveillance of COVID-19 in Italy. Disponível em: https://www.epicentro.iss.it/en/coronavirus/bollettino/Infografica_15maggio%20ENG.pdf. Acesso em 27/06/2020.
2. Cota W. Monitoring the number of COVID-19 cases and deaths in Brazil at municipal and federative units level. SciELO Preprints. 2020; 362: 1-7. Disponível em: <https://preprints.scielo.org/index.php/scielo/preprint/view/362>. Acesso em 05/06/2020.
3. Dudel C, Riffe T, Acosta E, van Raalte AA, Myrskylä M. Monitoring trends and differences in COVID-19 case fatality rates using decomposition methods: Contributions of age structure and age-specific fatality. Preprint medRxiv. 2020. Disponível em: <https://www.medrxiv.org/content/medrxiv/early/2020/04/08/2020.03.31.20048397.full.pdf>. Acesso em 22/05/2020.
4. Jagodnik K, Ray F, Giorgi FM, Lachmann A. Correcting under-reported COVID-19 case numbers: estimating the true scale of the pandemic. Preprint medRxiv. 2020; 14. Disponível em: <https://ravikollimind.com/resources/COVID/2020.03.14.20036178v2.full.pdf>. Acesso em 19/05/2020.
5. Kim DH, Choe YJ, Jeong JY. Understanding and interpretation of case fatality rate of coronavirus disease. 2019. Journal of Korean Medical Science. 2020; 35(12): 1-3.
6. Krantz SG, Rao ASS. Level of under-reporting including under-diagnosis before the first peak of COVID-19 in various countries: Preliminary retrospective results based on wavelets and deterministic modeling. Infection Control & Hospital Epidemiology. 2020: 1-8.
7. Prado M, et al. Análise de subnotificação do número de casos confirmados da COVID-19 no Brasil. 2020. Disponível em: http://www.supersuporte.com/myRpubs/NT7_Subnotificacao_notadial1-abr-2020.pdf. Acesso em 23/04/2020.
8. Reis, RF, et al. Characterization of the COVID-19 pandemic and the impact of uncertainties, mitigation strategies, and underreporting of cases in South Korea, Italy, and Brazil. Chaos, Solitons & Fractals. 2020: 109888.
9. Ribeiro LC, et al. Estimate of underreporting of COVID-19 in Brazil by Acute Respiratory Syndrome

hospitalization reports. IDEAS. 2020. Disponível em: https://saci2.ufop.br/data/solicitacao/18528_nt_estimativa_subnotificacao.pdf. Acesso em 15/06/2020.

10. Richardson, S, et al. Presenting characteristics, comorbidities, and outcomes among 5700 patients hospitalized with COVID-19 in the New York City area. *Jama*. 2020.

11. Rivas, AL., et al. Lessons from Nigeria: the role of roads in the geo-temporal progression of avian influenza (H5N1) virus. *Epidemiology & Infection*. 2010; 138 (2): 192-198.

12. Roda WC, Varughese MB, Han D, Li MY, Why is it difficult to accurately predict the covid-19 epidemic?. *Infectious Disease Modelling*. 2020.

13. Russell TW, et al., Estimating the infection and case fatality ratio for coronavirus disease (covid-19) using age-adjusted data from the outbreak on the Diamond Princess cruise ship. 2020. *Eurosurveillance*; 25: 2000256.

14. Salje H, et al., Estimating the burden of SARS-CoV-2 in France, *Science*. 2020.

15. Tobler WR, A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic geography*. 1970; 46: 234-240.

16. World Health Organization, Coronavirus disease 2019 (COVID-19): situation report. 2020; 1: 1-5.

17. Center for Systems Science and Engineering (CSSE) at Johns Hopkins University, COVID-19 Data Repository. Disponível em: <https://github.com/CSSEGISandData/COVID-19>. Acesso em 01/08/2020.

18. Hale T, Petherick A, Phillips T, Webster S, Variation in government responses to COVID-19. *Blavatnik. School of government working paper*. 2020; 31: 1-23.

19. Verelst F, Kuylen E, Beutels P, Indications for healthcare surge capacity in European countries facing an exponential increase in coronavirus disease (COVID-19) cases, March 2020. *Eurosurveillance*. 2020; 25 (13): 2000323.

20. Arabi YM, Murthy S, Webb S, COVID-19: a novel coronavirus and a novel challenge for critical care. *Intensive care medicine*. 2020; 46: 833-836.

21. Cordes J, Castro MC, Spatial analysis of COVID-19 clusters and contextual factors in New York City. *Spatial and Spatio-temporal Epidemiology*. 2020; 34: 100355.

Participação dos autores na elaboração do Artigo de Pesquisa:

Igor Ferreira do Nascimento atuou na idealização e desenvolvimento das análises, construção dos códigos e elaboração do texto.

Alex Rodrigues do Nascimento atuou na idealização e desenvolvimento das análises, construção dos códigos e elaboração do texto.

Peng Yaohao atuou na idealização do projeto e análises, elaboração e formatação do texto.

Recebido: 06.07.2020

Revisado: 06.08.2020

Aprovado: 17.08.2020

Anexo

Data	Casos confirmados				Morte				Intercepto β_0		Distância β_1		Rodovia β_2	
	Poisson	BN	PIZ	BN ZI	Poisson	BN	PIZ	BN ZI	Casos	Morte	Casos	Morte	Casos	Morte
01/04/20	807.1	-546.6	552.6	763.5	-87.6	89.6	94.9	92.9	-10.8***	-13.6***	0.44***	0.21***	1.29	1.95
02/04/20	939.1	-608.1	613.7	846.7	-93.1	95.1	95.1	93.1	-10.7***	-13.1***	0.46***	0.14***	1.35	1.68
03/04/20	1045.4	-678.8	684.8	959.3	-131.1	133.1	139.1	137.1	-10.6***	-13.2***	0.49***	0.33***	1.28	1.69
04/04/20	1227.5	-762.9	767.4	1095.8	-174.0	176.0	182.0	180.0	-10.5***	-13.3***	0.55***	0.55***	1.3	2.19**
05/04/20	1256.3	-773.6	779.5	1120.1	-190.7	192.7	197.6	195.6	-10.5***	-13.2***	0.55***	0.55***	1.33	2.41***
06/04/20	1408.3	-845.9	851.6	1242.3	-218.0	220.0	224.3	222.3	-10.6***	-13.1***	0.62***	0.59***	1.48*	2.16***
07/04/20	1636.4	-955.9	961.9	1491.7	-257.9	259.9	263.3	261.3	-10.3***	-12.9***	0.62***	0.63***	1.35	1.88**
08/04/20	1939.9	-1066.0	1071.8	1780.0	-295.5	297.2	299.5	297.5	-10.1***	-12.7***	0.64***	0.67***	1.25	1.82**
09/04/20	2130.0	-1140.0	1145.4	1944.5	-346.9	-346.3	351.6	350.2	-10***	-12.8***	0.65***	0.81**	1.29	2.06***
10/04/20	2241.0	-1203.9	1209.4	2080.0	-377.6	-372.8	378.3	379.2	-9.9***	-12.7***	0.65***	0.81**	1.36*	2.12***
11/04/20	2270.7	-1240.5	1246.2	2114.8	-399.1	-392.4	397.9	398.7	-9.8***	-12.6***	0.65***	0.81**	1.3	1.92***
12/04/20	2377.5	-1256.4	1261.8	2203.6	-410.1	-402.9	408.4	409.7	-9.8***	-12.5***	0.65***	0.8**	1.33	1.82***
13/04/20	2422.2	-1279.1	1285.1	2252.6	-425.0	-414.6	420.3	423.1	-9.7***	-12.4***	0.65***	0.79**	1.31	1.79**
14/04/20	2602.3	-1352.9	1358.9	2461.2	-478.2	-461.3	467.1	474.7	-9.7***	-12.1***	0.67***	0.78***	1.28	1.48**
15/04/20	3027.9	-1512.3	1518.3	2846.0	-510.2	-488.4	493.0	502.8	-9.5***	-11.9***	0.7***	0.75***	1.23	1.53**
16/04/20	3273.3	-1600.9	1606.9	3076.8	-547.9	-522.1	526.9	538.7	-9.4***	-11.8***	0.7***	0.75***	1.25	1.54**
17/04/20	3493.0	-1682.8	1687.8	3262.7	-611.0	-571.4	574.0	590.8	-9.2***	-11.6***	0.69***	0.75***	1.21	1.4*
18/04/20	3683.0	-1780.4	1785.2	3436.4	-623.8	-583.6	585.3	601.1	-9.1***	-11.5***	0.7***	0.73***	1.15	1.42*
19/04/20	3727.9	-1802.0	1807.1	3472.4	-641.5	-596.2	600.6	624.9	-9.1***	-11.5***	0.7***	0.74***	1.13	1.4*
20/04/20	3852.6	-1829.8	1835.1	3588.7	-654.9	-606.5	609.7	633.2	-9.1***	-11.5***	0.71***	0.74***	1.12	1.38*
21/04/20	3955.6	-1870.9	1875.8	3683.4	-674.3	-622.3	626.6	654.3	-9***	-11.4***	0.7***	0.75***	1.14	1.35
22/04/20	4019.5	-1888.6	1893.8	3755.3	-689.3	-636.3	640.9	668.9	-9***	-11.4***	0.7***	0.75***	1.14	1.34
23/04/20	4086.1	-1949.5	1955.2	3872.7	-797.8	-733.7	737.7	776.3	-8.9***	-11.2***	0.7***	0.74***	1.15	1.36*
24/04/20	4291.2	-2033.7	2039.2	4076.0	-877.1	-793.8	799.3	861.6	-8.8***	-11***	0.71***	0.76***	1.2	1.31
25/04/20	4707.2	-2151.0	2156.6	4494.8	-927.9	-828.7	833.4	905.0	-8.7***	-10.9***	0.7***	0.74***	1.21	1.34*
26/04/20	4855.8	-2169.8	2174.8	4623.6	-944.2	-835.0	839.5	918.5	-8.6***	-10.9***	0.7***	0.73***	1.2	1.32*
27/04/20	5122.1	-2239.2	2242.7	4846.3	-986.3	-866.0	871.1	968.4	-8.6***	-10.8***	0.7***	0.71***	1.2	1.36*
28/04/20	5376.1	-2374.9	2377.9	5098.7	-1033.2	-900.3	904.0	1018.1	-8.4***	-10.6***	0.71***	0.7***	1.18	1.33*
29/04/20	5689.5	-2447.1	2450.4	5409.9	-1067.8	-922.4	928.3	1058.8	-8.3***	-10.5***	0.7***	0.69***	1.18	1.36**
30/04/20	6153.4	-2548.1	2551.6	5831.8	-1096.8	-944.3	950.1	1084.8	-8.2***	-10.5***	0.7***	0.69***	1.16	1.32*
01/05/20	6609.4	-2624.6	2627.6	6295.8	-1132.3	-968.3	974.1	1117.4	-8.1***	-10.4***	0.7***	0.68***	1.12	1.31*
02/05/20	6866.0	-2653.1	2656.8	6528.7	-1145.7	-972.9	978.6	1129.3	-8.1***	-10.4***	0.7***	0.67***	1.11	1.32*
03/05/20	7018.7	-2667.9	2671.4	6670.7	-1172.3	-992.3	998.1	1153.3	-8***	-10.4***	0.7***	0.68***	1.11	1.31*
04/05/20	7145.5	-2687.3	2691.7	6812.3	-1183.1	-1000.2	1005.8	1161.3	-8***	-10.3***	0.7***	0.68***	1.14	1.28*
05/05/20	7603.1	-2773.3	2778.5	7322.0	-1220.2	-1027.9	1033.9	1200.7	-8***	-10.3***	0.71***	0.67***	1.14	1.25
06/05/20	8245.4	-2956.6	2962.2	7940.7	-1281.1	-1059.6	1065.6	1256.7	-7.9***	-10.2***	0.74***	0.67***	1.19	1.24
07/05/20	8690.2	-3039.6	3044.8	8331.4	-1353.3	-1096.9	1102.7	1338.4	-7.8***	-10.1***	0.74***	0.68***	1.19	1.22
08/05/20	9131.2	-3118.6	3124.6	8760.2	-1427.0	-1132.4	1138.4	1410.2	-7.8***	-10.1***	0.75***	0.69***	1.18	1.21
09/05/20	9515.9	-3225.7	3231.7	9148.5	-1465.4	-1157.3	1163.1	1450.4	-7.7***	-10***	0.76***	0.68***	1.17	1.24
10/05/20	10009.9	-3247.8	3253.8	9609.3	-1527.8	-1169.0	1174.9	1511.9	-7.7***	-10***	0.76***	0.68***	1.18	1.27*
11/05/20	10102.6	-3260.1	3266.1	9698.7	-1543.4	-1178.5	1184.5	1526.7	-7.7***	-10***	0.76***	0.68***	1.19	1.26*
12/05/20	10359.5	-3324.1	3330.1	9964.7	-1621.9	-1228.1	1234.1	1599.7	-7.6***	-9.9***	0.76***	0.69***	1.15	1.21
13/05/20	10753.8	-3438.1	3444.1	10421.0	-1681.8	-1267.0	1272.9	1653.6	-7.6***	-9.9***	0.77***	0.7***	1.17	1.19
14/05/20	11737.2	-3580.1	3582.5	11465.1	-1750.2	-1292.1	1298.0	1720.4	-7.5***	-9.9***	0.78***	0.7***	1.11	1.2
15/05/20	12471.1	-3677.0	3679.1	12209.5	-1839.7	-1343.2	1349.2	1812.7	-7.4***	-9.8***	0.79***	0.71***	1.12	1.22
16/05/20	12843.6	-3747.5	3749.4	12556.2	-1906.7	-1368.6	1374.6	1875.1	-7.3***	-9.8***	0.79***	0.72***	1.11	1.21
17/05/20	13050.5	-3769.8	3771.7	12781.2	-1931.5	-1380.0	1385.9	1898.0	-7.3***	-9.8***	0.79***	0.72***	1.11	1.21
18/05/20	13243.4	-3791.2	3793.0	12994.5	-1928.7	-1385.0	1390.9	1893.5	-7.3***	-9.8***	0.79***	0.72***	1.1	1.22
19/05/20	13414.9	-3857.6	3863.6	13265.0	-1987.5	-1426.4	1432.1	1948.0	-7.2***	-9.7***	0.79***	0.72***	1.12	1.26*
20/05/20	14134.8	-3914.4	3920.3	13947.2	-2047.8	-1454.1	1459.5	2002.3	-7.2***	-9.7***	0.79***	0.72***	1.13	1.25*
21/05/20	14857.9	-3989.8	3995.3	14658.0	-2103.9	-1478.9	1483.8	2052.4	-7.1***	-9.6***	0.8***	0.72***	1.14	1.24*
22/05/20	15497.5	-4063.1	4068.8	15309.1	-2143.5	-1505.5	1510.3	2089.5	-7.1***	-9.6***	0.8***	0.72***	1.15	1.25*
23/05/20	16288.0	-4124.8	4130.8	16130.8	-2237.3	-1543.4	1548.7	2185.7	-7***	-9.6***	0.8***	0.73***	1.16	1.26*
24/05/20	16717.0	-4160.5	4166.3	16580.0	-2275.0	-1553.7	1558.6	2219.4	-7***	-9.5***	0.8***	0.72***	1.15	1.25*
25/05/20	17286.6	-4177.1	4182.9	17149.5	-2297.0	-1564.9	1569.6	2239.2	-7***	-9.5***	0.8***	0.72***	1.16	1.24*
26/05/20	17777.3	-4194.6	4200.4	17645.9	-2334.1	-1589.1	1593.5	2274.6	-7***	-9.5***	0.8***	0.72***	1.15	1.24*
27/05/20	18512.0	-4252.9	4258.6	18378.3	-2393.8	-1627.6	1633.4	2352.6	-6.9***	-9.5***	0.8***	0.72***	1.15	1.27*
28/05/20	19359.9	-4319.5	4325.0	19206.3	-2478.6	-1659.6	1665.6	2437.6	-6.9***	-9.4***	0.79***	0.72***	1.16	1.23*
29/05/20	20059.1	-4381.4	4387.4	19901.1	-2509.2	-1683.2	1689.2	2479.3	-6.8***	-9.3***	0.79***	0.71***	1.16	1.23*
30/05/20	20852.6	-4449.6	4455.6	20679.9	-2560.9	-1700.4	1706.4	2533.3	-6.7***	-9.3***	0.79***	0.71***	1.16	1.25*
31/05/20	21486.1	-4474.2	4480.2	21307.0	-2607.3	-1719.1	1725.1	2578.2	-6.7***	-9.3***	0.79***	0.71***	1.15	1.25*
01/06/20	21659.6	-4484.2	4490.2	21475.6	-2601.5	-1726.5	1732.5	2578.7	-6.7***	-9.3***	0.79***	0.72***	1.14	1.25*

Tabela 2: Medidas AIC dos modelos de Poisson, Binomial Negativa (BN), Poisson Inflada de Zeros (PIZ) e Binomial Negativa Inflada de Zeros (BNIF) para as séries de contagem de casos confirmados e mortos, Estado de São Paulo.

Coefficientes de Intercepto (β_0), Distância (β_1) e Rodovia (β_2) do modelo Binomial Negativo de casos confirmados e mortos, Estado de São Paulo. Significância ao nível de 1% (***), 5% (**) e 10% (*).

Data	Casos confirmados (AIC)				Morte (AIC)				Intercepto β_0		Distância β_1		Rodovia β_2	
	Poisson	BN	PIZ	BN ZI	Poisson	BN	PIZ	BN ZI	Casos	Morte	Casos	Morte	Casos	Morte
01/04/20	314.9	-165.4	167.5	316.3	56.3	58.3	56.5	-54.5	-12.1***	-14.1***	0.43**	1.07	4.07***	0.95
02/04/20	420.4	-187.5	191.9	422.3	62.2	64.2	63.3	-61.3	-11.7***	-14***	0.36***	0.96	4.59***	1.21
03/04/20	442.4	-213.7	219.3	446.3	-63.5	65.5	65.6	63.6	-11.2***	-13.9***	0.46**	0.84	2.64**	1.29
04/04/20	478.0	-236.6	242.6	482.8	-72.1	74.1	76.7	74.8	-10.8***	-12.5***	0.42***	0.4*	2.29**	0.88
05/04/20	470.0	-260.6	266.6	473.4	-79.6	81.6	83.1	81.1	-10.5***	-12.6***	0.47***	0.46	1.8**	1.04
06/04/20	515.0	-265.4	271.4	516.4	-83.5	85.5	87.0	85.0	-10.4***	-12.6***	0.48***	0.45*	1.86**	1.14
07/04/20	510.6	-301.9	307.9	516.0	-97.8	99.8	102.0	100.0	-10***	-12.3***	0.48***	0.5*	1.53*	0.94
08/04/20	520.5	-309.0	315.0	525.3	-102.0	103.6	106.4	104.6	-9.9***	-12.2***	0.46***	0.46*	1.45	1.00
09/04/20	549.0	-329.8	335.8	550.5	112.1	113.1	112.7	-111.6	-9.4***	-12.3***	0.41***	0.53*	1.15	1.31
10/04/20	572.0	-352.3	358.3	575.0	143.1	-136.2	141.4	145.4	-9.4***	-12.1***	0.48***	0.62	1.16	1.28
11/04/20	544.6	-353.9	359.9	547.6	146.1	-137.3	142.6	148.2	-9.4***	-12.1***	0.47***	0.61	1.19	1.3
12/04/20	625.0	-377.9	383.9	630.5	154.7	-147.7	151.5	154.6	-9.1***	-11.8***	0.45***	0.59	1.16	1.18
13/04/20	645.3	-385.8	391.8	650.4	155.8	-149.6	153.6	156.9	-9.1***	-11.8***	0.47***	0.57*	1.17	1.27
14/04/20	673.8	-397.7	403.7	678.3	166.7	-159.2	164.1	169.8	-9***	-11.7***	0.45***	0.52**	1.12	1.62
15/04/20	732.4	-423.6	429.6	735.3	179.6	-174.6	176.7	183.4	-8.8***	-11.3***	0.46***	0.48***	1.15	1.33
16/04/20	749.1	-436.3	442.3	751.2	193.9	-186.8	188.8	193.9	-8.9***	-11.3***	0.52***	0.62*	1.25	1.17
17/04/20	841.2	-448.9	454.9	841.8	201.6	-194.1	-193.5	200.4	-8.8***	-11.4***	0.51***	0.65*	1.27	1.44
18/04/20	862.1	-456.8	462.8	861.6	228.4	-211.1	213.0	231.1	-8.8***	-11***	0.52***	0.61**	1.28	1.19
19/04/20	879.3	-462.3	468.0	876.1	231.7	-216.0	217.9	234.3	-8.7***	-11***	0.52***	0.61**	1.25	1.26
20/04/20	869.1	-470.1	476.0	867.3	242.7	-223.5	225.6	244.6	-8.6***	-11***	0.5***	0.63**	1.22	1.32
21/04/20	891.6	-473.8	479.6	889.0	247.3	-228.2	233.1	247.0	-8.6***	-10.8***	0.49***	0.58**	1.24	1.25
22/04/20	956.8	-490.2	495.9	952.2	266.3	-240.5	242.7	264.8	-8.5***	-10.8***	0.5***	0.59**	1.3	1.36
23/04/20	936.1	-506.8	512.8	938.3	265.4	-246.3	252.3	269.9	-8.3***	-10.7***	0.49***	0.6**	1.28	1.23
24/04/20	941.6	-511.3	517.3	943.2	267.6	-248.8	254.8	271.2	-8.3***	-10.6***	0.49***	0.59**	1.26	1.31
25/04/20	936.3	-521.8	527.8	935.6	294.5	-253.2	259.2	296.9	-8.2***	-10.5***	0.48***	0.56***	1.22	1.26
26/04/20	991.2	-547.8	553.8	989.6	301.2	-259.9	265.9	302.4	-8***	-10.5***	0.48***	0.56***	1.19	1.26
27/04/20	986.1	-550.1	556.1	985.6	304.5	-260.4	266.3	304.9	-8***	-10.5***	0.49***	0.56***	1.22	1.3
28/04/20	968.4	-571.6	576.8	961.7	305.1	-262.5	268.4	305.8	-8.1***	-10.5***	0.55***	0.56***	1.3*	1.36
29/04/20	1130.5	-587.5	592.0	1119.3	306.6	-266.6	272.3	306.1	-8.1***	-10.3***	0.59***	0.51***	1.33*	1.26
30/04/20	1242.3	-601.2	606.5	1231.9	310.4	-271.8	277.1	310.2	-8***	-10.1***	0.58***	0.48***	1.35**	1.2
01/05/20	1355.8	-633.4	638.7	1344.1	331.6	-282.5	286.9	329.5	-7.9***	-10***	0.63***	0.52***	1.27	1.13
02/05/20	1342.5	-634.8	639.8	1331.1	338.4	-290.4	294.3	335.2	-7.8***	-10***	0.63***	0.53***	1.28	1.15
03/05/20	1450.2	-645.2	649.9	1436.5	346.0	-294.9	298.6	341.3	-7.7***	-10***	0.61***	0.53***	1.28	1.16
04/05/20	1461.5	-647.7	652.1	1447.4	345.0	-295.7	299.2	339.8	-7.7***	-10***	0.61***	0.53***	1.28	1.18
05/05/20	1500.2	-648.2	653.8	1493.3	343.3	-297.0	299.8	337.1	-7.7***	-9.9***	0.6***	0.52***	1.28	1.15
06/05/20	1562.9	-656.4	661.9	1554.8	347.7	-303.5	307.2	342.9	-7.7***	-9.8***	0.61***	0.52***	1.26	1.11
07/05/20	1571.7	-669.1	673.9	1560.5	340.9	-304.7	310.0	343.6	-7.6***	-9.7***	0.59***	0.51***	1.27	1.15
08/05/20	1569.4	-692.1	695.1	1553.4	346.1	-308.8	313.9	348.2	-7.5***	-9.7***	0.7***	0.49***	1.25*	1.12
09/05/20	1540.4	-699.4	701.2	1521.2	355.7	-322.2	328.2	361.7	-7.4***	-9.5***	0.68***	0.48***	1.25*	1.15
10/05/20	1734.2	-710.2	712.1	1713.1	351.0	-324.1	330.1	357.0	-7.5***	-9.5***	0.71***	0.47***	1.34**	1.18
11/05/20	1730.8	-734.8	735.8	1703.0	355.0	-327.7	333.7	361.0	-7.3***	-9.5***	0.7***	0.47***	1.25*	1.18
12/05/20	1718.8	-740.3	740.5	1688.0	375.2	-335.0	341.0	381.2	-7.2***	-9.4***	0.68***	0.45***	1.26*	1.15
13/05/20	1724.2	-741.8	742.1	1693.1	395.3	-348.5	354.5	401.3	-7.2***	-9.4***	0.68***	0.46***	1.27*	1.2
14/05/20	1716.3	-750.9	751.8	1687.3	400.5	-357.9	363.9	406.4	-7.1***	-9.3***	0.67***	0.46***	1.25*	1.25
15/05/20	1735.2	-751.7	752.5	1705.6	409.5	-365.0	371.0	415.1	-7.1***	-9.1***	0.67***	0.43***	1.24*	1.21
16/05/20	2520.8	-775.2	781.1	2515.1	426.8	-374.7	380.6	431.8	-7.1***	-9.1***	0.7***	0.44***	1.33**	1.26
17/05/20	2514.6	-775.2	781.2	2508.9	421.6	-373.8	379.6	426.5	-7.1***	-9.1***	0.7***	0.44***	1.33**	1.24
18/05/20	3700.7	-838.5	844.0	3696.2	431.6	-380.3	386.1	436.5	-6.9***	-9.1***	0.81**	0.45***	1.34**	1.24
19/05/20	3693.1	-842.1	845.7	3678.1	441.6	-392.3	397.5	445.1	-6.8***	-9***	0.81**	0.47***	1.34**	1.2
20/05/20	3702.7	-843.8	847.5	3687.5	451.5	-398.3	403.3	454.0	-6.8***	-9***	0.8**	0.46***	1.34**	1.22
21/05/20	3695.8	-844.0	847.8	3680.6	466.3	-405.3	410.1	468.0	-6.8***	-8.9***	0.8**	0.47***	1.34**	1.25
22/05/20	3715.8	-844.7	848.5	3700.5	515.8	-416.0	421.2	516.5	-6.8***	-8.9***	0.8**	0.45***	1.35**	1.34*
23/05/20	3698.1	-845.2	849.0	3682.8	523.0	-423.0	427.8	522.6	-6.8***	-8.9***	0.8**	0.45***	1.35**	1.35*
24/05/20	5777.7	-914.0	917.0	5749.5	532.7	-429.9	434.5	533.3	-6.6***	-8.8***	0.86	0.46***	1.41**	1.32*
25/05/20	5876.4	-920.3	923.2	5846.8	560.1	-441.4	445.6	559.4	-6.6***	-8.8***	0.86	0.49***	1.44**	1.3
26/05/20	5146.1	-919.3	921.5	5115.1	571.7	-457.3	460.0	565.8	-6.6***	-8.7***	0.87	0.49***	1.4**	1.29
27/05/20	5011.1	-927.9	932.8	4999.3	578.0	-466.8	469.0	571.8	-6.6***	-8.6***	0.91	0.5***	1.43***	1.22
28/05/20	5758.8	-937.6	942.5	5745.9	594.0	-479.3	480.7	584.0	-6.5***	-8.6***	0.91	0.51***	1.46***	1.19
29/05/20	6674.2	-946.9	951.5	6659.7	616.0	-486.8	487.2	602.0	-6.5***	-8.5***	0.9	0.5***	1.52***	1.19
30/05/20	7051.7	-991.1	994.7	7031.2	627.6	-495.2	495.4	610.5	-6.4***	-8.5***	1.02	0.51***	1.58***	1.2
31/05/20	7066.0	-991.6	995.0	7044.7	633.1	-499.2	-498.8	614.8	-6.4***	-8.5***	1.02	0.52***	1.56***	1.2
01/06/20	7119.1	-995.2	998.6	7097.4	642.7	-503.8	-503.5	623.5	-6.4***	-8.5***	1.02	0.53***	1.56***	1.24

Tabela 3: Medidas AIC dos modelos de Poisson, Binomial Negativa (BN), Poisson Inflada de Zeros (PIZ) e Binomial Negativa Inflada de Zeros (BNIF) para as séries de contagem de casos confirmados e mortos, Estado de Rio de Janeiro.

Coefficientes de Intercepto (β_0), Distância (β_1) e Rodovia (β_2) do modelo Binomial Negativo de casos confirmados e mortos, Estado de Rio de Janeiro. Significância ao nível de 1% (***) , 5% (**) e 10% (*).

Data	Casos confirmados (AIC)				Morte (AIC)				Intercepto		Distância		Rodovia	
	Poisson	BN	PIZ	BN ZI	Poisson	BN	PIZ	BN ZI	Casos	Morte	Casos	Morte	Casos	Morte
01/04/20	150.2	-110.7	116.7	150.7	-33.0	35.0	40.1	38.1	-12.1***	-14.9***	0.5**	0.9	2.88*	2.61
02/04/20	177.0	-149.8	152.0	180.3	-49.0	51.0	56.8	54.2	-12.1***	-15.2***	0.65*	1.4	3.55***	3.01
03/04/20	177.0	-149.8	152.0	180.3	-49.0	51.0	56.8	54.2	-12.1***	-15.2***	0.65*	1.4	3.55***	3.01
04/04/20	181.0	-154.8	156.6	185.1	-49.0	51.0	56.8	54.2	-12***	-15.2***	0.61**	1.4	3.8***	3.01
05/04/20	252.0	-211.2	217.2	246.3	-70.3	72.3	76.3	74.3	-11.4***	-13.8***	0.65**	1.13	2.55**	1.3
06/04/20	292.7	-254.1	258.0	279.2	-70.9	72.9	76.3	74.3	-11***	-14***	0.69**	1.13	2.1**	2.03
07/04/20	319.4	269.3	-268.7	307.9	-75.9	77.9	81.5	79.5	-11***	-13.6***	0.7**	1.01	2.04**	1.46
08/04/20	372.9	299.7	-299.0	353.6	-81.6	83.6	86.5	87.6	-10.6***	-13.2***	0.67**	0.86	1.72*	1.71
09/04/20	377.5	-304.0	307.8	356.4	-81.6	83.6	86.5	87.6	-10.6***	-13.2***	0.68**	0.86	1.73*	1.71
10/04/20	400.1	-336.0	340.8	386.1	-90.1	92.0	95.6	93.6	-10.5***	-13***	0.69***	0.86	1.61	1.66
11/04/20	424.0	-355.3	359.9	405.0	-99.3	99.7	101.7	99.7	-10.4***	-13.1***	0.71**	0.93	1.66*	1.8
12/04/20	434.4	-361.1	365.5	419.8	-102.8	103.6	107.2	105.2	-10.4***	-12.9***	0.71**	0.9	1.63*	1.53
13/04/20	438.5	-372.9	377.7	418.2	120.8	-117.3	119.8	118.4	-10.3***	-12.9***	0.69***	0.92	1.75**	2.55
14/04/20	457.9	-386.1	387.4	435.3	132.1	-127.0	130.1	128.4	-10***	-12.5***	0.64***	0.82	1.58*	1.88
15/04/20	515.2	446.1	-446.0	487.1	146.1	-139.3	143.2	141.6	-9.8***	-12.4***	0.67***	0.84	1.54*	2.03
16/04/20	523.7	-444.6	450.6	502.2	137.7	135.7	131.1	-129.1	-9.7***	-12.3***	0.63***	0.81	1.74**	1.77
17/04/20	579.1	487.1	-487.0	553.5	155.6	-151.6	154.8	152.8	-9.4***	-12.3***	0.6***	0.85	1.55**	2.21*
18/04/20	607.5	-512.0	512.1	575.7	165.3	-162.3	165.1	163.1	-9.2***	-11.9***	0.58***	0.76	1.53**	1.8
19/04/20	651.2	556.6	-554.5	615.2	166.6	-164.7	167.6	165.6	-9.1***	-11.9***	0.59***	0.73	1.45**	1.87
20/04/20	647.2	560.8	-559.7	619.9	166.9	-165.1	167.5	165.5	-9***	-11.9***	0.57***	0.73	1.46**	1.89
21/04/20	706.9	597.7	-596.9	678.1	174.8	-168.7	173.2	172.3	-8.9***	-11.8***	0.59***	0.7	1.49**	1.98
22/04/20	834.7	645.9	-643.0	775.0	186.7	-180.3	184.1	183.1	-8.8***	-11.7***	0.61***	0.72	1.63***	1.79
23/04/20	880.5	672.5	-668.6	815.8	205.3	-204.2	209.1	207.8	-8.7***	-11.3***	0.6***	0.66**	1.61***	1.61
24/04/20	960.8	-725.5	726.0	908.5	-216.1	217.7	219.4	218.2	-8.7***	-11.2***	0.64***	0.66***	1.92***	1.59
25/04/20	950.0	730.3	-728.8	916.3	-218.4	220.2	221.9	220.2	-8.4***	-11.1***	0.57***	0.64***	1.51**	1.56
26/04/20	964.4	-761.9	762.8	937.1	-237.6	238.2	242.2	240.3	-8.3***	-10.8***	0.59***	0.6***	1.67***	1.57
27/04/20	1055.9	-812.6	817.6	1041.2	-239.6	239.7	242.6	241.9	-8.1***	-10.9***	0.59***	0.64***	1.56***	1.54
28/04/20	1070.0	-817.9	823.9	1059.9	-246.8	247.8	249.9	248.1	-8.1***	-10.8***	0.59***	0.63***	1.62***	1.61*
29/04/20	1201.5	-886.6	889.7	1179.2	-258.6	259.8	262.3	260.5	-7.9***	-10.6***	0.58***	0.57***	1.44**	1.6*
30/04/20	1306.1	-931.7	934.3	1260.9	-273.5	274.1	276.4	275.2	-7.6***	-10.3***	0.57***	0.54***	1.26	1.44
01/05/20	1305.7	-932.5	936.3	1269.0	-281.8	283.8	287.2	285.2	-7.6***	-10.1***	0.57***	0.51***	1.28	1.41
02/05/20	1296.4	-933.3	937.0	1259.2	-288.6	290.6	294.2	292.2	-7.6***	-10.1***	0.56***	0.52***	1.29*	1.48*
03/05/20	1293.0	-934.9	940.9	1270.7	-308.1	310.1	312.3	310.3	-7.6***	-10***	0.57***	0.54***	1.3*	1.45*
04/05/20	1445.9	-1026.9	1030.5	1435.2	-324.3	325.5	330.9	329.3	-7.3***	-10***	0.57***	0.56***	1.33**	1.46*
05/05/20	1496.6	-1039.7	1043.1	1483.8	349.0	-347.2	352.2	352.7	-7.2***	-9.9***	0.56***	0.55***	1.35**	1.51**
06/05/20	1556.9	-1069.2	1075.2	1536.4	360.5	-355.8	360.5	363.4	-7.1***	-9.8***	0.54***	0.55***	1.29**	1.45**
07/05/20	2084.4	-1195.0	1199.3	2055.0	366.0	-361.2	366.4	369.5	-6.6***	-9.8***	0.52***	0.55***	1.08	1.46**
08/05/20	2370.5	-1232.5	1238.5	2334.7	393.0	-386.7	391.4	394.8	-6.5***	-9.6***	0.52***	0.54***	1.24	1.45**
09/05/20	2363.7	-1236.8	1240.9	2325.5	412.8	-403.3	408.4	414.2	-6.5***	-9.4***	0.51***	0.51***	1.25*	1.31
10/05/20	2369.2	-1246.9	1250.7	2333.0	440.1	-421.9	427.0	440.3	-6.4***	-9.4***	0.51***	0.52***	1.24*	1.28
11/05/20	2657.6	-1303.9	1309.9	2653.3	469.4	-442.4	448.1	465.6	-6.2***	-9.3***	0.51***	0.52***	1.12	1.21
12/05/20	2736.7	-1325.3	1331.3	2729.5	492.2	-457.8	463.8	489.2	-6.2***	-9.2***	0.52***	0.54***	1.11	1.27
13/05/20	2728.3	-1331.4	1337.4	2720.5	518.0	-487.8	493.4	517.8	-6.2***	-9***	0.52***	0.51***	1.11	1.14
14/05/20	3249.2	-1388.7	1389.9	3231.4	526.1	-492.8	498.5	525.4	-5.9***	-8.9***	0.51***	0.49***	1.05	1.09
15/05/20	3617.0	-1431.6	1432.4	3588.2	570.7	-528.4	534.3	572.9	-5.8***	-8.8***	0.5***	0.51***	1.03	1.05
16/05/20	3619.6	-1435.9	1437.1	3589.8	589.4	-540.1	545.9	590.9	-5.7***	-8.7***	0.5***	0.51***	1.03	0.99
17/05/20	3718.3	-1453.8	1454.3	3684.7	602.6	-549.9	555.5	604.0	-5.7***	-8.7***	0.5***	0.52***	1.02	0.98
18/05/20	4435.7	-1518.2	1524.2	4418.8	624.7	-566.3	572.3	624.7	-5.6***	-8.6***	0.51***	0.52***	1.06	0.94
19/05/20	4692.0	-1547.9	1553.9	4674.9	667.2	-600.3	605.8	661.7	-5.5***	-8.4***	0.52***	0.51***	1.04	0.88
20/05/20	5153.9	-1586.8	1592.8	5136.0	676.1	-609.1	614.6	670.2	-5.4***	-8.4***	0.52***	0.52***	1.02	0.88
21/05/20	5143.4	-1588.9	1594.9	5125.6	720.7	-642.4	647.2	711.6	-5.4***	-8.3***	0.52***	0.52***	1.02	0.89
22/05/20	6712.4	-1666.2	1672.2	6708.3	744.5	-666.0	669.1	735.6	-5.2***	-8.3***	0.51***	0.55***	0.95	1.01
23/05/20	6712.6	-1670.0	1676.1	6708.2	751.1	-668.9	672.4	743.9	-5.1***	-8.2***	0.51***	0.54***	0.95	1.01
24/05/20	6801.2	-1675.6	1681.6	6796.3	751.8	-670.7	673.7	743.8	-5.1***	-8.2***	0.51***	0.54***	0.95	1.03
25/05/20	6901.7	-1680.5	1686.5	6896.4	787.8	-693.7	696.6	775.9	-5.1***	-8.2***	0.51***	0.53***	0.95	1.13
26/05/20	6935.5	-1683.4	1689.5	6930.2	783.7	-694.8	697.2	770.3	-5.1***	-8.2***	0.51***	0.53***	0.95	1.15
27/05/20	6933.1	-1684.6	1690.6	6927.9	798.3	-714.1	715.0	781.5	-5.1***	-8.1***	0.51***	0.52***	0.95	1.1
28/05/20	6942.0	-1687.0	1693.0	6936.4	823.7	732.8	-731.9	800.9	-5.1***	-8***	0.51***	0.53***	0.95	1.12
29/05/20	6937.4	-1688.5	1694.5	6931.5	840.5	741.1	-739.2	817.1	-5.1***	-8***	0.51***	0.52***	0.95	1.09
30/05/20	11410.5	-1858.1	1864.1	11394.7	842.9	747.1	-743.0	817.7	-4.7***	-7.9***	0.52***	0.52***	0.94	1.07
31/05/20	11289.9	-1860.7	1866.7	11274.0	858.8	753.1	-749.3	832.3	-4.6***	-7.9***	0.52***	0.52***	0.94	1.1
01/06/20	11418.8	-1881.2	1887.2	11417.6	881.0	769.4	-763.1	847.6	-4.6***	-7.8***	0.52***	0.52***	0.93	1.08

Tabela 4: Medidas AIC dos modelos de Poisson, Binomial Negativa (BN), Poisson Inflada de Zeros (PIZ) e Binomial Negativa Inflada de Zeros (BNIF) para as séries de contagem de casos confirmados e mortos, Estado de Ceará. Coeficientes de Intercepto (β_0), Distância (β_1) e Rodovia (β_2) do modelo Binomial Negativo de casos confirmados e mortos, Estado de Ceará. Significância ao nível de 1% (***), 5% (**) e 10% (*).

Data	Casos confirmados				Morte				Intercepto		Distância		Rodovia	
	Poisson	BN	PIZ	BNZI	Poisson	BN	PIZ	BNZI	Casos	Morte	Casos	Morte	Casos	Morte
01/04/20	85302.2	1590.3	-1539.2	37114.5	1187.1	528.6	-512.4	648.6	-6.5***	-10.5***	0.61***	0.63***	1.71**	1.2
02/04/20	94982.5	1640.5	-1587.2	41023.7	1591.1	584.2	-564.9	796.6	-6.3***	-10.1***	0.62***	0.6***	1.69**	1.15
03/04/20	106226.5	1674.1	-1619.2	43340.0	1815.7	607.9	-588.0	853.7	-6.2***	-9.9***	0.61***	0.6***	1.75**	1.21
04/04/20	119462.7	1727.2	-1666.8	47778.6	2978.6	676.5	-653.9	1264.8	-6***	-9.7***	0.61***	0.6***	1.71**	1.51
05/04/20	127303.7	1761.5	-1700.3	49453.3	3019.6	687.5	-663.3	1227.7	-5.9***	-9.6***	0.61***	0.6***	1.66**	1.54
06/04/20	137174.3	1790.9	-1727.7	51474.6	3683.5	713.4	-690.3	1544.8	-5.8***	-9.5***	0.61***	0.59***	1.69**	1.61
07/04/20	145104.9	1822.5	-1754.9	51883.3	4354.5	758.6	-735.7	1742.0	-5.7***	-9.3***	0.62***	0.59***	1.74**	1.56
08/04/20	153869.6	1846.9	-1777.9	52271.7	4869.1	769.2	-750.2	1772.8	-5.7***	-9.3***	0.62***	0.6***	1.76**	1.9*
09/04/20	164644.1	1873.1	-1802.5	54527.5	5428.2	800.5	-778.1	1959.5	-5.6***	-9.2***	0.62***	0.59***	1.81**	1.87**
10/04/20	175349.5	1899.8	-1827.0	56949.0	6077.2	835.9	-813.1	2153.5	-5.5***	-9.1***	0.62***	0.61***	1.8**	1.99**
11/04/20	183289.6	1920.0	-1844.3	58235.5	6733.5	872.1	-848.4	2340.7	-5.4***	-9***	0.62***	0.62***	1.81**	2.09**
12/04/20	190546.3	1933.9	-1856.1	59535.1	7288.8	897.4	-873.2	2544.6	-5.4***	-8.9***	0.62***	0.62***	1.82**	2.02**
13/04/20	196313.4	1948.1	-1868.1	59683.6	7805.3	916.4	-892.8	2776.3	-5.3***	-8.8***	0.62***	0.62***	1.82**	2.02**
14/04/20	203735.7	1965.1	-1882.8	60782.7	8509.2	945.8	-922.1	2869.0	-5.3***	-8.7***	0.61***	0.63***	1.78**	2.05**
15/04/20	211291.6	1976.7	-1893.3	62253.7	9201.8	974.0	-949.7	2943.9	-5.2***	-8.6***	0.61***	0.62***	1.79**	2.04**
16/04/20	220168.3	1991.7	-1908.5	63261.3	9829.3	994.5	-970.3	3005.4	-5.2***	-8.5***	0.61***	0.62***	1.81**	2.07**
17/04/20	227013.3	2006.1	-1921.8	63674.1	10087.3	10086.8	-985.9	2913.1	-5.1***	-8.4***	0.61***	0.62***	1.82**	1.18***
18/04/20	234227.9	2023.0	-1940.2	65915.1	10363.7	1034.1	-1011.2	2988.7	-5.1***	-8.5***	0.62***	0.65***	1.85**	2.21**
19/04/20	240901.6	2035.0	-1952.3	66457.3	11375.2	1061.7	-1037.4	3417.4	-5.1***	-8.4***	0.62***	0.65***	1.86**	2.19**
20/04/20	246726.8	2043.0	-1959.3	65824.4	11925.1	1076.8	-1053.3	3577.3	-5.1***	-8.4***	0.62***	0.65***	1.88***	2.22**
21/04/20	251176.1	2051.6	-1966.8	65266.4	12523.2	1112.4	-1086.1	3671.8	-5***	-8.3***	0.62***	0.66***	1.88***	2.16**
22/04/20	257199.1	2061.1	-1976.1	65315.3	13128.2	1128.2	-1101.9	3833.4	-5***	-8.2***	0.62***	0.66***	1.89***	2.18**
23/04/20	263818.4	2071.5	-1986.9	66242.6	13635.6	1137.3	-1110.6	3875.3	-5***	-8.2***	0.62***	0.65***	1.9***	2.19**
24/04/20	270873.1	2083.6	-1998.9	68015.8	14183.3	1147.2	-1120.0	4005.9	-4.9***	-8.1***	0.62***	0.65***	1.9***	2.19**
25/04/20	280169.3	2105.4	-2018.5	71293.6	14706.9	1157.3	-1129.7	4155.5	-4.8***	-8.1***	0.62***	0.65***	1.79**	2.18**
26/04/20	285853.9	2114.4	-2027.4	72209.3	14995.5	1162.3	-1134.8	4242.7	-4.8***	-8.1***	0.62***	0.65***	1.78**	2.19**
27/04/20	288635.1	2122.0	-2035.0	72023.7	15277.6	1271.3	-1141.3	4297.9	-4.8***	-7.5***	0.62***	0.66***	1.77**	1.14***
28/04/20	291372.0	2128.9	-2041.2	71453.9	15869.2	1184.8	-1158.4	4397.7	-4.7***	-8***	0.61***	0.65***	1.76**	2.24**
29/04/20	295573.6	2136.1	-2047.2	72252.8	16314.6	1203.6	-1187.3	4354.7	-4.7***	-7.9***	0.61***	0.65***	1.75**	2.22**
30/04/20	299090.2	2145.0	-2055.2	71690.1	16865.3	1213.4	-1196.7	4309.0	-4.7***	-7.9***	0.61***	0.65***	1.73**	2.22**
01/05/20	302746.0	2153.0	-2063.3	71753.4	17298.9	1222.6	-1194.8	4396.7	-4.7***	-7.8***	0.61***	0.65***	1.73**	2.21**
02/05/20	306667.0	2160.2	-2069.4	72232.6	17649.1	1230.8	-1202.7	4419.0	-4.6***	-7.8***	0.61***	0.64***	1.72**	2.23**
03/05/20	310111.0	2166.4	-2075.1	72440.0	17840.2	1238.3	-1209.5	4429.2	-4.6***	-7.8***	0.61***	0.65***	1.71**	2.21**
04/05/20	311945.8	2172.4	-2081.5	72287.2	18050.7	1242.0	-1213.0	4473.0	-4.6***	-7.8***	0.61***	0.64***	1.7**	2.2**
05/05/20	314381.4	2178.3	-2086.8	72001.0	18472.1	18466.6	-1230.2	4486.2	-4.6***	-7.2***	0.61***	0.67***	1.69**	1.08***
06/05/20	316211.7	2184.5	-2092.4	72238.0	19316.3	19313.8	-1259.7	4852.1	-4.6***	-7.1***	0.61***	0.68***	1.68**	1.09***
07/05/20	318845.7	2192.4	-2100.3	72506.0	19674.3	19671.2	-1272.6	4867.0	-4.5***	-7.1***	0.61***	0.69***	1.66**	1.1***
08/05/20	321265.1	2198.7	-2106.7	72532.2	19895.6	19892.2	-1281.4	4845.7	-4.5***	-7.1***	0.62***	0.69***	1.66**	1.1***
09/05/20	323170.0	2204.3	-2112.1	72496.3	20149.9	20146.4	-1285.9	4876.5	-4.5***	-7.1***	0.62***	0.69***	1.64**	1.09***
10/05/20	325368.1	2210.6	-2119.2	72715.4	20371.0	20367.3	-1290.7	4919.0	-4.5***	-7.1***	0.62***	0.69***	1.64**	1.09***
11/05/20	326818.1	2213.6	-2122.4	72808.0	20504.0	20500.3	-1305.7	4969.9	-4.5***	-7.1***	0.62***	0.7***	1.63**	1.09***
12/05/20	327749.9	2217.1	-2125.4	72598.1	20745.6	20741.8	-1311.5	4979.4	-4.5***	-7***	0.62***	0.7***	1.62**	1.08***
13/05/20	329380.6	2221.5	-2129.3	72964.8	21036.6	21032.9	-1318.4	4981.5	-4.5***	-7***	0.62***	0.7***	1.62**	1.08***
14/05/20	331118.3	2226.0	-2133.3	73124.0	21369.8	21366.0	-1326.9	4994.5	-4.4***	-7***	0.62***	0.7***	1.62**	1.07***
15/05/20	332608.4	2230.1	-2136.8	73163.4	21605.9	21602.0	-1333.7	4995.6	-4.4***	-7***	0.62***	0.7***	1.62**	1.06***
16/05/20	334153.3	2235.7	-2142.4	73342.5	21816.0	21812.1	-1338.1	5063.5	-4.4***	-7***	0.62***	0.7***	1.61**	1.06***
17/05/20	335836.3	2239.7	-2145.8	73628.5	22019.3	22015.3	-1341.0	5117.9	-4.4***	-6.9***	0.62***	0.7***	1.6**	1.05***
18/05/20	337540.9	2243.5	-2149.5	73249.8	21999.7	21996.4	-1343.5	5038.8	-4.4***	-7***	0.62***	0.71***	1.6**	1.07***
19/05/20	338540.2	2246.9	-2153.0	73209.6	22171.4	22168.1	-1347.8	5011.4	-4.4***	-6.9***	0.62***	0.71***	1.59*	1.07***
20/05/20	339875.1	2251.2	-2157.2	73213.3	22417.9	22414.6	-1351.2	5041.6	-4.4***	-6.9***	0.62***	0.71***	1.59*	1.07***
21/05/20	341198.4	2255.3	-2160.4	73561.2	22583.0	22579.7	-1356.4	5061.8	-4.4***	-6.9***	0.62***	0.71***	1.58*	1.07***
22/05/20	342508.5	2259.5	-2164.5	73739.3	22821.4	22818.2	-1360.8	5104.8	-4.3***	-6.9***	0.62***	0.71***	1.57*	1.07***
23/05/20	343289.9	2264.1	-2169.4	74038.7	22918.6	22915.2	-1366.9	5116.2	-4.3***	-6.9***	0.63***	0.72***	1.57*	1.06***
24/05/20	344204.4	2267.2	-2172.5	73939.3	22991.7	22988.3	-1371.1	5122.6	-4.3***	-6.9***	0.63***	0.72***	1.57*	1.06***
25/05/20	345553.4	2270.0	-2175.5	74164.9	23057.5	23054.1	-1373.1	5153.4	-4.3***	-6.9***	0.63***	0.72***	1.56*	1.06***
26/05/20	346407.3	2272.2	-2177.6	74179.4	23155.7	23152.2	-1375.4	5188.5	-4.3***	-6.9***	0.63***	0.72***	1.56*	1.06***
27/05/20	347123.4	2274.6	-2179.9	74251.8	23343.9	23340.5	-1379.8	5206.2	-4.3***	-6.9***	0.63***	0.72***	1.56*	1.06***
28/05/20	348470.9	2277.3	-2182.9	74348.4	23433.2	23429.8	-1382.8	5203.5	-4.3***	-6.9***	0.63***	0.72***	1.55*	1.06***
29/05/20	349525.0	2280.4	-2185.2	74339.4	23579.8	23576.3	-1387.3	5228.8	-4.3***	-6.9***	0.63***	0.72***	1.55*	1.05***
30/05/20	350614.7	2283.8	-2188.3	74590.2	23710.0	23706.4	-1391.5	5231.6	-4.3***	-6.9***	0.63***	0.72***	1.55*	1.05***
31/05/20	351521.1	2286.0	-2190.6	74730.5	23810.0	23806.3	-1393.0	5246.1	-4.3***	-6.8***	0.63***	0.72***	1.54*	1.05***
01/06/20	352365.5	2287.9	-2192.5	74720.8	23868.5	23864.9	-1394.4	5277.4	-4.3***	-6.8***	0.63***	0.72***	1.54*	1.05***

Tabela 5: Medidas AIC dos modelos de Poisson, Binomial Negativa (BN), Poisson Inflada de Zeros (PIZ) e Binomial Negativa Inflada de Zeros (BNIF) para as séries de contagem de casos confirmados e mortos para a região em torno do estado de Nova York. Coeficientes de Intercepto (β_0), Distância (β_1) e Rodovia (β_2) do modelo Binomial Negativo de casos confirmados e mortos para a região em torno do estado de Nova York. Significância ao nível de 1% (***), 5% (**) e 10% (*).