
COVID-19 NO NORDESTE BRASILEIRO: EVIDÊNCIAS SOBRE A EFETIVIDADE DAS POLÍTICAS DE ISOLAMENTO SOCIAL

Covid-19 in Northeast Brazil: evidence on the effectiveness of social isolation policies

Paulo Domingos da Silva Matos

Economista. Doutorando em Economia Aplicada. Universidade Federal da Paraíba - UFPB.
Bolsista Demanda Social do Capes. paulo.matos@academico.ufpb.br

Sávio Luan da Costa Oliveira

Economista. Doutorando em Economia Aplicada (UFPB). Bolsista Demanda Social do Capes. savio.oliveira@academico.ufpb.br

Wallace Patrick Santos de Farias Souza

Economista. Doutor em Economia Aplicada. Professor Adjunto III do Departamento de Economia da UFPB e do Programa de Pós-graduação em Economia (PPGE-UFPB). Universidade Federal da Paraíba - Campus I, Cidade Universitária, 58051-900 - João Pessoa/PB, Brasil. wpsfarias@gmail.com

Cristiano Aguiar de Oliveira

Economista. Doutor em Economia Aplicada. Professor Associado da Universidade Federal do Rio Grande – FURG. Avenida Itália, km 08, Campus Carreiros, Carreiros. 96201-900, Rio Grande/RS, Brasil. cristiano.oliveira@furg.br

Resumo: Este estudo busca analisar se as medidas de distanciamento social implementadas no Nordeste brasileiro conseguiram conter a propagação do novo coronavírus. Foram estimadas as elasticidades do Índice de Isolamento Social em relação ao número de mortes e novos casos registrados. O artigo aponta que o efeito da política de isolamento social não é homogêneo entre os municípios, a depender da renda *per capita* ou da população dos municípios. O efeito na redução do número de novos casos é maior para municípios com menor renda *per capita*. Já nos modelos especificados conforme tamanho da população, tanto os municípios menores (até 50 mil habitantes) como os maiores (acima de 100 mil habitantes) apresentaram resultados semelhantes e relevantes na redução dos novos casos. O estudo conclui que a prática de isolamento social contribuiu de forma significativa para a redução do número de novos casos. Contudo, o efeito nas mortes é incerto e/ou não é estatisticamente significativo nas diferentes especificações adotadas.

Palavras-chave: Covid-19; isolamento social; políticas públicas.

Abstract: This study aims to analyze whether the social distance policies implemented in the Northeast region of Brazil were effective in containing the spread of the new coronavirus. The elasticities of the Social Isolation Index were estimated in relation to the number of deaths and new cases registered. This paper indicates that the effect of the social isolation policy is not homogeneous across municipalities, it changes according to per capita income or population size. The effect of reducing the number of new cases is greater for municipalities with lower per capita income. The models specified according to the size of the population, both the smallest municipalities (up to 50 thousand inhabitants) and the largest (over 100 thousand inhabitants) presented similar and relevant results in reducing new cases. This study concludes that the practice of social isolation has significantly contributed to reducing the number of new cases. However, the effect on deaths is uncertain and/or not statistically significant in the different specifications adopted.

Keywords: Covid-19; social isolation; public policy.

JEL Classification: C23; I12; I18.

1 INTRODUÇÃO

Em dezembro de 2019 foi descoberto em Wuhan (China) o vírus Sars-Cov-2¹, causador da doença conhecida como Covid-19². A enfermidade espalhou-se pelo mundo rapidamente e em maio de 2022 já havia atingido mais de 524 milhões de pessoas e provocado a morte de mais de 6 milhões.³ A crise, que iniciou como sendo de saúde, tornou-se uma grave crise econômica, na medida em que requer restrições a circulação de pessoas, afetando fortemente a atividade econômica a nível mundial. De acordo com a Banco Mundial⁴, em 2020 o PIB global contraiu-se em 3,3%.

Até abril de 2022, o Brasil se posicionava como o terceiro país com maior incidência de casos e óbitos relacionados à pandemia, com um total quase 30 milhões de casos confirmados e mais de 660 mil óbitos.⁵ Na tentativa de conter a expansão da doença, uma série de medidas foram tomadas pelas autoridades competentes – por prefeitos e governadores – que são diferentes entre as regiões. No Nordeste, pelo menos 1.700 decretos municipais e estaduais foram publicados⁶, instituindo regras para limitar a circulação de pessoas e proibir atividades econômicas consideradas não essenciais.

Contudo, Oliveira (2020a) aponta que essas políticas adotadas carecem de avaliações sobre sua eficácia, tanto do ponto de vista da redução de mortes quanto dos consequentes custos econômicos. Em uma análise do impacto do isolamento social para os estados brasileiros, o autor concluiu que essa política resultou em uma redução significativa dos novos casos e mortes. Em análise para províncias chinesas, Fang *et al.* (2020) apontam que as políticas de distanciamento social contribuíram para a redução da propagação da doença.

Sob esse aspecto, este estudo pretende avaliar se as medidas de distanciamento social, impostas pelos decretos municipais e estaduais no Nordeste brasileiro, conseguiram atingir o objetivo de reduzir os números de óbitos e de novos casos da doença. A estratégia empírica adotada segue Oliveira (2020a), que consiste em estimar as elasticidades do Índice de Isolamento Social⁷ (IIS), criado pela empresa In Loco, em relação ao número de óbitos e novos casos registrados.

Para cumprir esse objetivo, as elasticidades serão estimadas utilizando método de painel dinâmico proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), denominado de *System Generalized Method of Moments (SYS-GMM)*. A principal justificativa para o uso desse método é a minimização dos problemas de endogeneidade e omissão de variáveis relevantes, que podem tornar as estimativas viesadas. Embora essa estratégia não permita fazer conclusões acerca de causalidade, esse estudo contribui com a literatura, na medida em que acrescenta evidências de relações estatísticas entre a prática de isolamento social e o respectivo reflexo nos novos casos e mortes, especialmente para a Região Nordeste.

Este artigo está organizado em mais quatro seções, além desta introdução. A próxima seção consiste em uma revisão de literatura que aborda rapidamente o modelo epidemiológico mais utilizado (*SIR*) para modelagem da doença, assim como alguns trabalhos que analisam medidas de isolamento. Na terceira seção será apresentada a estratégia empírica adotada para cumprir os objetivos delineados no parágrafo anterior. A quarta seção aborda os resultados das estimações e suas implicações. Por fim, na última seção, serão apresentadas as conclusões apropriadas.

1 Sigla para *Severe Acute Respiratory Syndrome 2*.

2 Sigla para *Coronavirus Disease*.

3 WHO (2022), Coronavirus (COVID-19) Dashboard. Disponível em: <https://covid19.who.int/>, <https://www.who.int/publications/m/item/weekly-update-on-covid-19-9-october-2020>.

4 The World Bank (2022). Disponível em: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG>.

5 WHO (2022). Coronavirus (COVID-19) Dashboard. Disponível em: <https://covid19.who.int/table>.

6 Decretos disponíveis em: <https://leismunicipais.com.br/coronavirus>.

7 A empresa In Loco criou um índice de isolamento social com informações de 60 milhões de smartphones que possuem algum aplicativo parceiro da empresa. O índice é o percentual de pessoas que não saíram de casa em um determinado dia.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Em princípio, a base de todos os modelos epidemiológicos consiste na distinção entre os indivíduos que contraíram a doença (infectados) e aqueles que ainda não contraíram (suscetíveis). Em 1906, W. H. Hamer argumentou que o aparecimento de uma epidemia depende da taxa de contato entre os indivíduos suscetíveis e os infecciosos. Matematicamente, isso poderia ser captado pelo fato de que a disseminação de uma doença em contingente é proporcional ao produto da densidade de indivíduos suscetíveis pela densidade de indivíduos infecciosos.

O modelo *SIR* – *Susceptible, Infectious, and Recovered* –, desenvolvido por Kermack e McKendrick (1927), é considerado o primeiro modelo que combina as técnicas matemáticas com a teoria epidemiológica, cujo objetivo é obter a descrição de como ocorre a propagação de uma doença infecciosa ao longo do tempo. Basicamente, o modelo parte do pressuposto de que a população de tamanho pode ser segmentada em três classes distintas, a saber: Suscetíveis, Infecciosos e Removidos/Recuperados. Os suscetíveis são indivíduos que estão propensos a serem infectados quando expostos ao contato com os infecciosos. Os infecciosos são os portadores da doença que têm capacidade de transmitir para os suscetíveis. Os removidos/recuperados são aqueles que após contraírem a doença desenvolvem a imunidade e deixam de ser transmissores. Assim, nesse modelo são analisadas as quantidades de indivíduos nas três categorias ao longo do tempo, considerando as relações entre eles.

Não obstante, a pandemia causada pelo Sars-Cov-2 apresentou características peculiares e diferentes de outras epidemias, o que levou as autoridades de saúde a adotarem medidas de Intervenções Não Farmacêuticas (INF)⁸. O uso de tais medidas é justificável quando não se tem imunidade prévia da população e quando não existe vacina contra a doença. Dentre as várias formas de INFs, destaca-se o isolamento social.

De modo geral, existem três formas de isolamento social. O primeiro é denominado de isolamento vertical, cuja aplicação ocorre para aqueles indivíduos que são classificados como grupo de risco, que corresponde às pessoas idosas e indivíduos que tem algum tipo de morbidade. Estes podem ter um agravamento mais rápido do quadro clínico quando infectados. O segundo, denominado de isolamento horizontal, é aplicado para toda a população e visa não apenas ao isolamento do grupo de risco, mas também dos indivíduos suscetíveis, o que se configurou como uma característica peculiar da pandemia causada pelo vírus Sars-Cov-2 (OLIVEIRA, 2020a). Diferentemente das duas anteriores, a terceira, denominada de *lockdown*, que é a medida mais rígida, impõe o confinamento total da população, todas as atividades classificadas como não essenciais são temporariamente interrompidas, e proíbe-se a circulação de pessoas.

Dessa maneira, dada a elevada taxa de contágio da Covid-19, as principais autoridades públicas e pesquisadores da área da saúde em vários países conjecturavam o rápido colapso dos seus sistemas de saúde, visto que não haveria capacidade de prestar assistência para os indivíduos que, uma vez infectados e com agravamento do quadro clínico, passariam a demandar leitos hospitalares com respiradores e serviços de terapia intensiva. Por essa razão, as medidas de isolamento foram estabelecidas com mais rigor, incluindo a população que ainda estava saudável (isolamento horizontal).

Contudo, a aplicação de tais medidas gerou fortes discussões. A razão dessa controvérsia se dá, principalmente, porque existe um *trade-off* entre o isolamento de toda a população e a paralisação das atividades econômicas tidas como não essenciais. Por um lado, a adoção dessas restrições teria por objetivo evitar o colapso do sistema de saúde, mas, por outro, implicaria perdas econômicas significativas, cujo reflexo imediato seria o aumento do número de desempregados, a falência de

8 As Intervenções Não Farmacêuticas são medidas não farmacológicas que incluem lavagem de mãos, uso de máscaras, isolamento social, não aglomerações, limpeza de ambientes e superfícies, ambientes ventilados expostos à luz solar, interrupção de atividades tidas como não essenciais, dentre outras.

microempresas, dentre outras consequências econômicas. Para se ter uma ideia dos custos econômicos das medidas de isolamento no contexto brasileiro, algumas evidências podem ser vistas em Oliveira (2020b), Santos (2020), Codeço (2020) e Haddad *et al.* (2020). Oliveira (2020b), por exemplo, mostrou que durante o período de isolamento social aplicado no Rio Grande do Sul, as receitas provenientes de vendas totalizavam perdas de 43,34 bilhões de reais. De acordo com o autor, para que os benefícios compensassem os custos, essas medidas deveriam evitar pelo menos 13.158 mortes por Covid-19 no Rio Grande do Sul, levando-se em consideração o valor estatístico de uma vida no Brasil⁹.

Portanto, verifica-se que a estratégia de enfrentamento da pandemia assume características complexas e qualquer decisão deve ponderar também os aspectos econômicos. Além disso, existem poucas evidências observacionais sobre a real eficácia das medidas de isolamento que, em tese, seriam capazes de diminuir a demanda por cuidados de saúde, a velocidade de propagação do vírus e, por conseguinte, a taxa de letalidade associada.

A respeito da eficácia das medidas de isolamento social, Lau *et al.* (2020) analisaram se as medidas de *lockdown* foram capazes de conter a disseminação da Covid-19 em Wuhan, na China, local de origem e primeiro epicentro da doença. Para tanto, os autores utilizaram dados sobre o número de casos nacionais e internacionais antes e depois das restrições adotadas, a partir da análise de correlação entre o tráfego aéreo doméstico e o número de casos confirmados. Dentre os resultados destaca-se que, após impor o bloqueio, houve um aumento no tempo de infecção de dois dias para quatro dias, o que resultou em um atraso na disseminação do vírus. Além disso, os autores verificaram que a correlação entre o tráfego aéreo e o contágio do vírus se tornou mais fraca após a imposição do *lockdown* e concluem que um confinamento mais rigoroso pode ter potencial para reduzir a propagação da Covid-19.

Resultado similar pode ser visto em Chinazzi *et al.* (2020). No entanto, os autores mostraram que as proibições de viagens de Wuhan em 23 de janeiro de 2020 podem ter sido tardias, uma vez que já havia um contingente expressivo de infectados nas cidades chinesas. Nesse contexto, as medidas implementadas apresentaram o efeito de retardar a progressão da doença em uma média de 3 a 5 dias. Apesar disso, o efeito mais significativo foi observado em escala internacional: estima-se que os casos importados foram reduzidos em aproximadamente 80%. Outra evidência que corrobora tais resultados pode ser constatada em Fang *et al.* (2020), que mostram que em um cenário contrafactual de ausência do *lockdown*, que foi implementando em Wuhan em janeiro de 2020, o número de casos seria maior em 105.27% nas 347 cidades chinesas fora da província de Hubei.

Contudo, após realizarem uma revisão sistêmica da literatura explorando as várias formas de INF's como isolamento de indivíduos doentes, fechamento de locais de trabalho, proibição de aglomerações, fechamento de escolas, entre outras, Rashid *et al.* (2015) concluem que as evidências apresentadas a respeito da eficácia de tais medidas são limitadas, seja pela falta de robustez nos resultados, seja porque têm validade externa limitada.

Devido à emergência da epidemia de Covid-19, muitas dessas medidas de restrição foram implementadas de uma só vez pelos países, sobretudo o Brasil, com objetivo de incentivar ou impor o distanciamento social como estratégia de combate à disseminação do vírus Sars-Cov-2, apesar das frágeis evidências empíricas. Aquino *et al.* (2020) destacam que a implementação das restrições foi realizada em graus de intensidade e adesão distintos pelos países, o que torna mais complexo mensurar a real efetividade das intervenções isoladamente. Além disso, após revisar 2.771 artigos sobre a Covid-19, os autores destacam que a maioria desses estudos utilizam modelagem matemática para simulação de cenários hipotéticos.

Embora os estudos que estimam cenários sejam úteis para avaliar as respostas em diferentes contextos, Oliveira (2020a) argumenta sobre a cautela na interpretação desses estudos e a ne-

9 O Valor Estatístico de uma Vida (Value of Statistical Life – VSL) estimado para o Brasil é de R\$ 3.29 milhões, conforme Pereira *et al.* (2020). Dessa forma, o autor dividiu o valor total de perdas em vendas pelo VSL, chegando a esse custo em termos de números de mortes.

cessidade de avançar o conhecimento sobre o tema para experimentos naturais que possibilitem inferências causais. Estudos atuais com esse objetivo podem ser encontrados em Oliveira *et al.* (2020), Gupta *et al.* (2020), Singh e Adhikari (2020).

Singh e Adhikari (2020), por sua vez, estimaram o impacto do isolamento social na Índia considerando diferentes faixas etárias. Dentre os resultados, os autores mostram que a adoção de medidas restritivas por um curto período é incapaz de conter a propagação do vírus e recomendam maior tempo de bloqueio com relaxamento gradual.

Oliveira (2020a) e Gupta *et al.* (2020) realizam trabalhos similares para países diferentes. Gupta *et al.* (2020), a partir dos dados de mobilidade dos Estados Unidos, propõem avaliar, primeiramente, o impacto da adoção de medidas restritivas sobre a mobilidade social e, em seguida, sobre o número de casos confirmados e a quantidade de óbitos registrados. Segundo os autores, os resultados apontam que a implementação de decretos estaduais e municipais conseguiram reduzir a mobilidade e circulação de indivíduos. Entretanto, não foram encontradas indicações estatisticamente significativas das medidas restritivas sobre o número de casos e a quantidade de óbitos. Adicionalmente, os autores justificam que os resultados não esperados foram ocasionados pela baixa qualidade dos dados. Oliveira (2020a) estima o efeito do isolamento social sobre o número de casos confirmados e a quantidade de óbitos registrados a partir de dados diários do Índice de Isolamento Social (IIS) para os estados brasileiros, cujo período foi de 13 de março a 25 de abril. De acordo com o autor, houve um período de ajustamento até que as medidas restritivas tivessem efeito sobre os números de casos e óbitos no Brasil. Os resultados encontrados apontam que a partir do mês de abril, um aumento em 10% no IIS diminuiu em 26,2% os casos de Covid-19. Em relação ao número de óbitos, verificou-se que um aumento do IIS em 10% resulta em uma diminuição de, em média, 17,9% no número de óbitos causados pela doença.

Nesse contexto, o presente trabalho visa a contribuir com a literatura provendo mais resultados a respeito da eficácia do isolamento social. Conforme mencionado anteriormente, essas medidas implicam um alto custo de implementação. Sendo assim, do ponto de vista de uma análise econômica de custo-benefício, a adoção dessas políticas faz sentido se for capaz de atenuar a propagação do vírus e reduzir o número de óbitos. Adicionalmente, são desconhecidos dos autores trabalhos que tenham realizado pesquisas sobre essa temática até o presente momento para a Região Nordeste. O enfoque nesses limites pode nortear os gestores sobre os reais efeitos das medidas de distanciamento social, tendo em vista ser uma região com maior vulnerabilidade econômica e social quando comparada a outras regiões.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

3.1 Dados

O presente estudo foi realizado para os municípios do Nordeste contemplando o período de 27 de março a 28 de junho de 2020. Os dados para estimação do modelo empírico foram obtidos a partir de duas fontes, quais sejam: o Ministério da Saúde e a empresa In Loco. Do Ministério da Saúde foram coletados os registros de novos casos de Covid-19 e a quantidade de novos óbitos, ao passo que da empresa In Loco foi extraído o Índice de Isolamento Social (IIS). Este é computado através de informações de GPS de mais 60 milhões de usuários que possuem algum aplicativo da empresa. Por meio dele, é possível saber a proporção de pessoas que obedeceram às regras de isolamento social e ficaram em casa a nível municipal e/ou estadual. Ressalte-se que as variáveis mencionadas são atualizadas diariamente.

Na Tabela 1, são apresentadas as estatísticas descritivas gerais que contêm dimensões básicas para conhecimento da amostra. No período analisado, a média de novos casos para os municípios

do Nordeste foi cerca de 3,91. Especificamente, o município de Salvador chegou a atingir 3.486 infecções no dia 26 de junho de 2020. Não obstante, o desvio-padrão elevado indica uma forte dispersão nos dados, sinalizando que esses municípios são fortemente heterogêneos.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

Variável	Média	Desvio- Padrão	Mínimo	Máximo	N ¹⁰
Casos Novos	3,91	26,18	0	3.486	147.974
Óbitos Novos	1,12	1,58	0	171	149.384
Isolamento Social	0,411	0,06	0,13	0,80	149.703

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Ao analisar os novos óbitos, observa-se uma média de 1,12 para os municípios do Nordeste. No entanto, a magnitude do desvio-padrão sugere que as informações são dispersas em relação à média. O Índice de Isolamento Social (IIS) apresentou média de 41,1%, inferior ao nível desejável pelos especialistas, que seria pelo menos 70%, e abaixo da média nacional, que até 28 de junho estava em 49,8%. Ao analisar o desvio-padrão é possível observar que os municípios estão mais próximos do valor médio, indicando que são mais homogêneos, ou seja, apresentam um comportamento parecido em relação ao isolamento social.

Em virtude da elevada dispersão nas variáveis novos casos e óbitos, faz-se necessário observar tais dimensões condicionando pelo tamanho populacional e pelo Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* dos municípios. Isso nos permite eliminar (ou pelo menos atenuar) a forte heterogeneidade dos dados e compreender melhor a situação desses municípios em relação aos óbitos e infecções por Covid-19.

Na Tabela 2, observa-se que as médias de novos casos e de novos óbitos apresentam uma relação positiva com o tamanho populacional, o que é esperado em virtude de os municípios maiores apresentarem maior densidade populacional. Analisando o desvio-padrão para cada estrato populacional, nota-se ainda um elevado coeficiente de variação indicando a existência de heterogeneidade também intragrupo. A heterogeneidade observada entre os municípios torna difícil a aplicação de medidas universais, pois provavelmente essas diferenças seriam ignoradas. De toda forma, uma maneira de evitar a interiorização do vírus estaria associada à criação de barreiras sanitárias e a uma maior fiscalização nas fronteiras desses municípios. Avaliando a média de isolamento social, por sua vez, é possível notar que o comportamento é praticamente o mesmo para os estratos populacionais

Tabela 2 – Estatística descritiva municípios estratificados por tamanho da população

Tamanho populacional	Média		
	Novos Casos	Novos Óbitos	Índice de Isolamento
Até 50 mil	1,97 (4,60)	1,02 (0,22)	0,41 (0,06)
Entre 50 mil e 100 mil	6,50 (14,40)	1,20 (0,66)	0,41 (0,05)
Acima de 100 mil	38,40 (116,02)	2,94 (7,18)	0,44 (0,06)

Fonte: Elaboração própria dos autores. Desvio-padrão entre parênteses.

Na Tabela 3, estão as médias de novos casos e óbitos para os municípios segundo o PIB *per capita*. Assim como na Tabela 2, as médias de casos e óbitos são maiores nos municípios com renda

10 N corresponde ao tamanho da amostra. Dado que nossa base de dados apresenta a estrutura de dados em painel, é dado pelo produto entre o número de indivíduos (n) e a quantidade de períodos (T), $N = n \times T$.

anual *per capita* acima de 11 mil reais. Novamente, mesmo condicionando as infecções e os óbitos à renda *per capita*, verifica-se uma forte heterogeneidade intragrupo para os municípios.

Tabela 3 – Estatística descritiva dos municípios estratificados por PIB *per capita*

Produto Interno Bruto <i>per capita</i>	Média		
	Novos Casos	Novos Óbitos	Índice de Isolamento
Até 7 mil	2,14 (5,60)	1,02 (0,30)	0,42 (0,06)
Entre 7 mil e 11 mil	2,14 (6,30)	1,03 (0,26)	0,41 (0,06)
Acima de 11 mil	8,32 (47,70)	1,35 (2,91)	0,41 (0,06)

Fonte: Elaboração própria dos autores. Desvio-padrão entre parênteses.

As subnotificações poderiam ocorrer por três razões. Em primeiro lugar, existiam pessoas infectadas com sintomas leves ou assintomáticas que ainda não tinham sido diagnosticadas. Em segundo, foram estabelecidos protocolos que indicavam quais pessoas deveriam ser testadas. Para o período do presente estudo, o protocolo válido era que todas as pessoas com sintomas de Covid-19 persistentes a pelo menos oito dias deveriam se submeter ao teste. Em terceiro, a escassez de testes dificultou o mapeamento preciso da quantidade de infecções. Entretanto, a aquisição e o desenvolvimento de novas formas de testagem permitiram às secretarias estaduais, em conjunto com o governo federal, testar pelo menos os óbitos causados pela possível infecção do vírus.

Embora o processo de atualização dos dados seja complexo e dinâmico, por enquanto não existem alterações significativas nos registros disponíveis, uma vez que as autoridades de saúde se esforçaram para diminuir os erros de notificação e manter a transparência dos dados disponíveis. Acredita-se que com a mudança de protocolo de testagem ocorrida em abril, o problema de subnotificações tenha sido atenuado.

3.2 Modelo Empírico¹¹

Para avaliar o efeito do isolamento social sobre os registros de novos casos e novos óbitos, o presente estudo adota uma estratégia similar ao que Oliveira (2020a) utilizou. O autor empregou o modelo autorregressivo com defasagens distribuídas para dados em painel, pois leva em consideração a dinâmica temporal do fenômeno em questão. O modelo é autorregressivo devido à presença de variáveis defasadas no modelo, inclusive defasagens da variável dependente.

A adoção dessa estratégia justifica-se por três razões. Primeiro, porque é um modelo geral que permite estimar as elasticidades sem condicionar restrições à especificação do modelo. Em segundo, porque o fato de que o crescimento da quantidade de infectados descrito no modelo *SIR* segue uma equação dinâmica que depende da proporção de indivíduos suscetíveis. Em tese, o isolamento social seria importante para diminuir a quantidade de pessoas suscetíveis. Contudo, essa dinâmica é bastante complexa, uma vez que existe um período de transição entre o momento em que o indivíduo foi infectado e o momento em que ele testou positivo para a doença. Portanto, o modelo de painel dinâmico permite captar essas diferenças temporais. Terceiro, conforme Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), essa estratégia nos permite tratar potenciais problemas de endogeneidade causados pela omissão de variáveis importantes ou fatores não observáveis.

De acordo com Anderson *et al.* (2020), é extremamente complexo precisar quanto tempo demora a dinâmica de transição. Para os Estados Unidos, eles argumentam que o período de aparecimento dos sintomas acontece dentro do intervalo de 2 a 14 dias, sendo o período médio de incubação do vírus de aproximadamente 5 dias, e mais 9 dias exigidos pelo protocolo de saúde

¹¹ As estimativas foram realizadas através do Software Stata/MP v.16.0.

para que a pessoa fosse testada. Por essa razão, estima-se que o período médio de transição seria algo próximo de 14 dias. Para o caso brasileiro, não há estudos que comprovem isso, porém, o Ministério da Saúde indica que os testes sejam aplicados de 3 a 7 dias após aparecimentos dos sintomas, pois períodos posteriores e anteriores a esse aumentam a chance de o indivíduo ser um falso negativo, ou seja, estar infectado, mas o teste não detectar. Considerando o período máximo de aparecimento dos sintomas que é de 14 dias, mais o período para testagem que é de 7 dias, gera-se um limite superior a 21 dias.

Sob essas circunstâncias, o modelo de painel dinâmico proposto Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), denominado de *SYS-GMM*, permite inserir o número de defasagens adequadas para mensurar a dinâmica do isolamento social sobre a quantidade de novos casos e óbitos para os municípios do Nordeste. Seguindo Oliveira (2020a), admite-se que a dinâmica de novos casos está sujeita a uma exposição que ocorreu dentro do intervalo de 7 a 21 dias, enquanto a dinâmica de novos óbitos está sujeita a uma exposição que aconteceu entre 14 e 28 dias antes da confirmação.

A opção pelo *SYS-GMM*, em vez do *Diff-GMM*, proposto por Arellano e Bond (1991), consiste no fato de que este é inconsistente quando pelo menos uma variável do modelo apresenta raiz unitária. Binder, Hsiao e Pesaran (2005) comprovaram a partir de simulações Monte Carlo que o *Diff-GMM* apresenta viés quando existe variável com raiz unitária. Nesse quesito, o *SYS-GMM* mostrou-se mais robusto. Portanto, Blundell e Bond (1998) recomendam que, em vez de tirar a primeira diferença para eliminar os vieses causados pelos efeitos fixos, podem-se transformar os instrumentos para torná-los exógenos aos efeitos fixos. Em resumo, Blundell e Bond (1998) instrumentalizam os níveis transformando as defasagens em diferenças.

De acordo com Oliveira (2020a), existem razões teóricas para crer que a variável Índice de Isolamento Social não é totalmente exógena, mas pré-determinada. Isso acontece porque a população tende a se isolar mais ao perceber o aumento da propagação da doença. Desse modo, identifica-se a presença de correlação entre o termo do erro e as defasagens inseridas. Para tratar esse problema, seguem-se as recomendações de implementação do *SYS-GMM*, que consiste em adicionar variáveis defasadas como instrumento.

Outro problema associado à estimação de um painel dinâmico diz respeito à proliferação dos instrumentos. Segundo Roodman (2009), esse problema acontece porque a quantidade de instrumentos produzidos está diretamente relacionada com a dimensão temporal do painel, isto é, à medida que cresce, o número de instrumentos pode ser grande quando comparado ao tamanho da amostra, podendo produzir problemas assintóticos nos testes de especificação. Para lidar com isso, o autor sugere a adição de instrumentos em conjuntos menores.

Em virtude disso, realizamos dois diagnósticos com intuito de verificar se os problemas foram tratados, ou pelo menos atenuados. Primeiro, avaliamos o teste de diferenças de Sargan-Hansen (1975), que testa se os instrumentos utilizados são válidos. A hipótese nula do teste estabelece que os instrumentos são exógenos. Segundo, aplicamos o teste de autocorrelação serial sugerido por Arellano-Bond (1998) para verificar se o termo do erro é autocorrelacionado. Por hipótese, aceita-se autocorrelação de primeira ordem, visto que a inserção de variáveis defasadas produzem AR(1), todavia não se admite autocorrelação de segunda ordem AR(2), pois seria indicativo de correlação de primeira ordem em ρ , que torna as estimativas viesadas e inconsistentes.

Após essas reflexões, o modelo estimado pode ser formalizado da seguinte forma:

$$Y_{it} = \lambda_i + \alpha_t + \beta_1 Y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^J \varphi_j X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Em que o subscrito t representa o tempo medido em dias e i indica a unidade de observação que, nesse caso, são os municípios do Nordeste. Y_{it} corresponde às variáveis dependentes deste estudo, que serão a incidência de novos casos e a quantidade de novos óbitos. φ_j é o parâmetro de interesse da expressão (1), pois capta o efeito das defasagens do isolamento social sobre as variáveis dependentes. $X_{i,t-j}$ é o vetor que contém as defasagens do Índice de Isolamento Social, α_t são os efeitos fixos de tempo, λ_i controlam os efeitos fixos individuais e ε_{it} é o termo aleatório. Para obter de forma direta as elasticidades, expressamos Y_{it} e X_{it} em logaritmo natural. Como existem zeros nas variáveis dependentes, aplicou-se a seguinte transformação: $\ln(Y_{it} + 1)$.

Cuddington e Dagher (2015) mostraram como calcular as elasticidades de longo prazo para modelos dinâmicos, conforme a equação (1). Uma vez que nosso objetivo é estimar a resposta dos novos casos e novos óbitos de Covid-19 quando o IIS se altera, entende-se que existe um certo *delay* nessa resposta. Nada garante que aumentar o isolamento social hoje reduzirá novas infecções amanhã e/ou novos óbitos. Existe, na verdade, uma janela de tempo para o qual o isolamento social fará efeito. Em virtude disso, faz mais sentido computar os efeitos de longo prazo do distanciamento social sobre as variáveis de interesse.

Conforme Cuddington e Dagher (2015), a elasticidade de longo prazo pode ser obtida da seguinte forma:

$$\eta \equiv \frac{\partial Y_{it}}{\partial X_{i,t-j}} = \frac{\sum_{j=0}^J \varphi_j}{1 - \sum_{l=1}^L \beta_l} \quad (2)$$

Em que φ_j são os efeitos estimados da variável independente IIS e β_l corresponde aos coeficientes das variáveis dependentes defasadas.

4 RESULTADOS

Nesta seção, apresentamos os principais resultados deste trabalho. O objetivo é verificar como as novas infecções e os novos óbitos respondem a mudanças no Índice de Isolamento Social (IIS), que ocorrem quando os decretos emitidos pelas autoridades municipais e estaduais estabelecem restrições para a circulação das pessoas.

Após a estimação do modelo descrito na seção anterior, os resultados para novos casos e novos óbitos são reportados na Tabela 4. Conforme mencionado anteriormente, é esperado que o isolamento social apresente dinâmica de impacto diferente nas variáveis dependentes, tendo em vista que os efeitos são medidos em períodos diferentes. Nesse sentido, uma alteração do índice de isolamento hoje não reduz imediatamente a probabilidade de contágio ou de que novos óbitos aconteçam, mas acredita-se que a efetividade se dá nos períodos subsequentes.

As evidências apresentadas na Tabela 4, 5 e 6 – exceto a especificação da coluna 1 da Tabela 6 para os óbitos – mostram que os modelos estimados têm validade quanto aos critérios de robustez do teste de Sargan-Hansen (1975) e Arellano-Bond (1998), indicando que os instrumentos utilizados são exógenos e inexistem autocorrelação nos resíduos de ordem maiores do que a unidade, respectivamente.

Para o primeiro modelo da Tabela 4, cuja variável dependente é o registro de novos casos, verifica-se que o primeiro efeito significativo do isolamento social acontece no oitavo e no décimo primeiro dia. Esses resultados são corroborados pelos trabalhos de Oliveira (2020a), que encontra o primeiro efeito significativo no décimo primeiro dia para os estados brasileiros, e de Fang *et al.* (2020), que encontram efeito significativo no décimo primeiro dia para a província de Hubei e no décimo quarto em outras províncias chinesas. Em relação ao número de óbitos, no segundo mode-

lo, o primeiro resultado importante sob a ótica estatística acontece no décimo sexto dia, enquanto Oliveira (2020a) encontra efeito significativo apenas a partir do vigésimo terceiro dia.

Entretanto, convém esclarecer que as comparações entre os trabalhos devem ser consideradas com certos cuidados, pois têm recorte temporal e individual diferentes. Além disso, após o STF – Supremo Tribunal Federal – ter concedido autonomia para estados e municípios tomarem decisões independentes, isto é, balizando as medidas conforme o desenvolvimento da doença no âmbito local, as comparações devem ser realizadas com prudência, pois tanto a disseminação da doença como as medidas de enfretamento foram implementadas com substanciais diferenças.

Com o objetivo de esclarecer como o isolamento social impacta os números de casos e óbitos, como destacado na Tabela 4, realizamos o cálculo das elasticidades de longo prazo. Essencialmente, esse cálculo, explicado na seção anterior, envolve a comparação entre a soma dos coeficientes estatisticamente significativos do indicador de isolamento social (representados como φ_j) e a diferença entre 1 e a soma dos coeficientes estatisticamente diferentes de zero da variável dependente defasada. Importante notar que, em nosso estudo, a variável dependente possui somente um período de defasagem. Caso a variável dependente defasada não seja estatisticamente significativa, entende-se que não existem diferenças entre os coeficientes de curto e longo prazo (CUDDINGTON; DAGHER, 2015).

Analisando a incidência de novos casos, o efeito de longo prazo do isolamento social foi de -1,36. Isso significa que municípios que tiveram 10% a mais de isolamento social em relação aos demais conseguiram reduzir novos contágios em cerca de 13,6%, em média. Em relação ao número de óbitos, a elasticidade de longo prazo calculada foi igual a -0,11. Isso indica que aqueles municípios que mantiveram um isolamento superior a 10% em relação aos demais conseguiram diminuir, em média, o número de morte em aproximadamente 1,1%.

Tabela 4 – Resultados do modelo estimado *SYS-GMM*

Explicativas	$Y_{it} = \log \text{ novos casos}$	Explicativas	$Y_{it} = \log \text{ novos óbitos}$
Y_{t-1}	0,31*** (7,11)	Y_{t-1}	0,231*** (3,42)
IIS_{t-7}	-0,80 (-1,20)	IIS_{t-14}	-0,89 (-1,79)
IIS_{t-8}	-3,22*** (-4,45)	IIS_{t-15}	-0,486 (-0,81)
IIS_{t-9}	-1,20 (-1,60)	IIS_{t-16}	-0,956 (-1,56)
IIS_{t-10}	1,77* (2,52)	IIS_{t-17}	0,134* (2,34)
IIS_{t-11}	-1,98** (-2,69)	IIS_{t-18}	0,40 (0,67)
IIS_{t-12}	-0,81 (-1,15)	IIS_{t-19}	-0,52 (-0,95)
IIS_{t-13}	1,43 (1,75)	IIS_{t-20}	1,036 (1,93)
IIS_{t-14}	-1,90* (-2,46)	IIS_{t-21}	-1,43* (-2,39)
IIS_{t-15}	1,16 (1,52)	IIS_{t-22}	1,21* (2,17)
IIS_{t-16}	2,01** (-2,78)	IIS_{t-23}	0,674 (1,15)
IIS_{t-17}	1,44* (2,00)	IIS_{t-24}	-0,49 (-0,89)
IIS_{t-18}	2,32** (2,99)	IIS_{t-25}	0,31 (0,54)
IIS_{t-19}	1,96* (2,40)	IIS_{t-26}	0,47 (0,85)

Explicativas	$Y_{it} = \log \text{ novos casos}$	Explicativas	$Y_{it} = \log \text{ novos óbitos}$
IIS _{t-20}	-1,62 (-1,93)	IIS _{t-27}	-0,27 (-0,49)
IIS _{t-21}	-1,46* (-2,25)	IIS _{t-28}	-0,59 (-1,20)
N	111926	-	103159
AR(1)	-4,76 (0,00)	-	-3,07 (0,006)
AR(2)	-1,31 (0,191)	-	0,52 (0,602)
Sargan	2,54 (0,111)	-	1,23 (0,268)

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Notas: ***significante a 0,1%. **significante a 1%. *significante a 5%. Para os coeficientes estimados as estatísticas encontram-se entre parênteses. Nos testes de Arellano-Bond e Sargan o p-valor está entre parênteses.

A seguir, apresentam-se os resultados estimados para os modelos estratificados segundo o tamanho da população e a renda *per capita* dos municípios. Na Tabela 5, os modelos indicados por (1) e (4) são os resultados das estimações referentes aos municípios do Nordeste que têm até 50 mil habitantes, os modelos (2) e (5) entre 50 mil e 100 mil, e (3) e (6) acima de 100 mil habitantes.

Tabela 5 – Resultados das estimações estratificados pela população

Explicativas	$Y_{it} = \log \text{ novos casos}$			Explicativas	$Y_{it} = \log \text{ novos óbitos}$		
	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	(6)
Y_{t-1}	0,21*** (3,76)	0,080 (0,79)	0,073* (2,35)	Y_{t-1}	-0,14 (-1,48)	0,02 (0,02)	0,44*** (4,84)
IIS _{t-7}	-1,50** (-2,72)	-4,70* (-2,48)	-6,11*** (-4,65)	IIS _{t-14}	-0,047 (-0,27)	-0,46 (-0,70)	-2,71* (-2,56)
IIS _{t-8}	-1,74** (-2,97)	-2,83 (-1,51)	-3,25* (-2,40)	IIS _{t-15}	0,27 (1,39)	-0,67 (-0,92)	0,70 (0,58)
IIS _{t-9}	0,30 (0,47)	-2,83 (-1,51)	-2,34 (-1,79)	IIS _{t-16}	-0,51** (-2,69)	0,28 (0,41)	-0,59 (-0,51)
IIS _{t-10}	1,57** (2,65)	-0,0942 (-0,05)	-0,68 (-0,56)	IIS _{t-17}	0,32 (1,65)	0,13 (0,19)	0,78 (0,67)
IIS _{t-11}	-1,70** (-2,85)	-2,64 (-1,38)	-3,28** (-2,63)	IIS _{t-18}	-0,16 (-0,71)	0,99 (1,31)	2,60* (2,10)
IIS _{t-12}	-0,040 (-0,07)	-3,06 (-1,75)	0,34 (0,26)	IIS _{t-19}	-0,22 (-1,08)	0,60 (0,77)	-2,58* (-1,99)
IIS _{t-13}	-1,60* (-2,28)	2,33 (1,24)	2,51 (1,91)	IIS _{t-20}	0,16 (0,82)	0,20 (0,28)	2,52* (1,97)
IIS _{t-14}	0,14 (0,21)	1,12 (0,57)	6,97*** (4,78)	IIS _{t-21}	-0,22 (-0,99)	-0,75 (-0,92)	0,12 (0,09)
IIS _{t-15}	0,17 (0,27)	-0,46 (-0,25)	0,97 (0,68)	IIS _{t-22}	0,10 (0,51)	-0,55 (-0,68)	-1,17 (-0,89)
IIS _{t-16}	0,86 (1,36)	2,75 (1,48)	3,27* (2,44)	IIS _{t-23}	0,76*** (3,58)	1,04 (1,36)	1,20 (0,92)
IIS _{t-17}	3,36*** (5,32)	2,61 (1,42)	0,60 (0,48)	IIS _{t-24}	-0,033 (-0,17)	0,61 (0,78)	-0,38 (-0,31)
IIS _{t-18}	-0,04 (-0,07)	4,34* (2,19)	3,97** (3,09)	IIS _{t-25}	-0,34 (-1,81)	-0,68 (-0,81)	-1,41 (-1,03)
IIS _{t-19}	2,08** (2,66)	3,73 (1,85)	-0,85 (-0,61)	IIS _{t-26}	0,02 (0,09)	-1,04 (-1,18)	2,469 (1,76)
IIS _{t-20}	-0,46 (-0,59)	-2,24 (-1,16)	-1,92 (-1,42)	IIS _{t-27}	0,07 (0,40)	-1,127 (-1,21)	-1,62 (-1,15)
IIS _{t-21}	-2,10*** (-3,64)	-2,44 (-1,44)	-3,82** (-2,86)	IIS _{t-28}	-0,17 (-1,00)	1,12 (1,56)	-0,11 (-0,10)
N	98761	8177	4988	-	90955	7620	4584

Explicativas	$Y_{it} = \log \text{ novos casos}$			Explicativas	$Y_{it} = \log \text{ novos óbitos}$		
	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	(6)
AR(1)	-6,41 (0,000)	-3,10 (0,002)	-4,85 (0,000)	-	-2,87 (0,004)	-3,17 (0,002)	-3,19 (0,001)
AR(2)	1,22 (0,222)	-1,09 (0,276)	1,28 (0,199)	-	-0,72 (0,473)	-0,71 (0,481)	0,55 (0,582)
Sargan	259,94 (0,359)	108,82 (0,164)	250,76 (0,086)	-	105,40 (0,031)	80,87 (0,08)	86,02 (0,896)

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Notas: ***significante a 0,1%. **significante a 1%. *significante a 5%. Para os coeficientes estimados as estatísticas encontram-se entre parênteses. Nos testes de Arellano-Bond e Sargan o p-valor está entre parênteses.

Todos os modelos estimados, exceto os representados nas colunas (4) e (5), apresentaram validade quanto aos testes aplicados. Nos municípios que têm até 50 mil habitantes – modelo (1) –, a elasticidade de longo prazo do isolamento social sobre o registro de novos casos foi de -2,07, sendo que para os municípios mais populosos, modelo (3), a elasticidade foi de -2,43. Para os modelos (2) e (5), o cálculo não foi possível, visto que a variável dependente defasada não apresentou significância estatística. Em relação ao número de óbitos, a elasticidade de longo prazo do modelo (4) foi de -0,3.

Os resultados apresentados na Tabela 6 correspondem às estimações dos modelos estratificados pelo PIB *per capita*. As especificações indicadas por (1) e (4) são municípios com renda *per capita* anual de até R\$ 7.000,00; por (2) e (5), municípios com renda *per capita* entre R\$ 7.000,00 e R\$ 11.000,00; e os modelos (3) e (6), municípios com renda *per capita* acima de R\$ 11.000,00.

Para a variável dependente novos casos, a elasticidade de longo prazo dos municípios mais pobres foi de -5,72%, enquanto nos municípios mais ricos a elasticidade foi apenas -2,07%. Comparando municípios mais pobres com municípios mais ricos, pode-se concluir que nos municípios mais pobres as políticas de isolamento social foram mais efetivas.

Uma possível justificativa para esse resultado reside na dinâmica econômica dos municípios em questão. Conforme De Lima e Araújo (2009), nos municípios mais pobres predomina a existência de uma economia sem produção, isto é, aquela formada pelo salário dos aposentados e funcionários públicos, e pelas transferências intergovernamentais. Analisando os dados disponibilizados pelo Finbra para o exercício de 2020, por exemplo, percebemos que municípios com até 50 mil habitantes recebem em média R\$ 1.194,00 *per capita* de Fundo de Participação dos Municípios (FPM). Enquanto isso, municípios que têm entre 50 e 100 mil habitantes recebem R\$ 424,00 *per capita* de FPM e os que têm mais de 100 mil habitantes recebem em média R\$ 287,00 *per capita* de participação. Isso sugere que municípios menores dependem mais de transferências intergovernamentais, e isso auxilia no entendimento do porquê de municípios mais pobres apresentarem um efeito do isolamento maior. Quanto mais pobre é um município, maior é a importância do setor público vis-à-vis o setor privado. Naturalmente, é razoável supor que é mais fácil fazer *lockdown* nos órgãos do setor público do que nos do setor privado. Além disso, as políticas de isolamento social podem ter maior adesão por parte de seus habitantes nesses municípios, uma vez que tais medidas exerceram pouco ou nenhum efeito sobre suas atividades econômicas, tendo em vista que os salários e repasses públicos continuaram sendo realizados.

Considerando a incidência de novos óbitos nos municípios de menor renda – modelo (4) –, houve apenas um efeito significativo no sétimo dia, cujo impacto foi menor do que 1%. Para os municípios intermediários – modelo (5) –, não houve evidências de que o isolamento social tenha sido capaz de reduzir o número de óbitos por Covid-19. Finalmente, para os municípios mais ricos, a elasticidade de longo prazo – modelo (6) – foi de -0,08, configurando-se um efeito modesto. Esses resultados apontam que os números de óbitos têm pouca sensibilidade ao índice de isolamento quando observamos os municípios por estratos de renda.

Tabela 6 – Resultados das estimações estratificadas pelo PIB *per capita*

Explicativa	$Y_{it} = \log \text{novos casos}$			Explicativa	$Y_{it} = \log \text{novos óbitos}$		
	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	(6)
Y_{t-1}	0,17* (2,26)	0,14 (1,89)	0,54*** (10,07)	Y_{t-1}	-0,03 (-0,53)	-0,27** (-2,66)	0,38*** (-3,37)
IIS _{t-7}	0,636 (0,74)	-2,28** (-2,58)	-1,898* (-2,18)	IIS _{t-14}	0,31 (1,34)	-0,34 (-1,30)	-2,23*** (-3,37)
IIS _{t-8}	-2,62** (-2,99)	-0,58 (-0,64)	-1,503 (-1,67)	IIS _{t-15}	0,11 (0,51)	0,44 (1,63)	-0,58 (-0,78)
IIS _{t-9}	1,24 (1,49)	0,05 (0,05)	-2,15* (-2,39)	IIS _{t-16}	0,42 (1,81)	-0,45 (-1,64)	0,51 (0,69)
IIS _{t-10}	0,04 (0,05)	1,37 (1,48)	1,46 (1,78)	IIS _{t-17}	-0,58* (-2,27)	-0,18 (-0,63)	2,18** (3,18)
IIS _{t-11}	-0,70 (-0,86)	-1,15 (-1,19)	-1,85* (-2,24)	IIS _{t-18}	-0,18 (-0,70)	0,50 (1,58)	0,20 (0,26)
IIS _{t-12}	-2,56** (-3,16)	-1,70* (-1,99)	-2,12** (3,53)	IIS _{t-19}	-0,47 (-1,81)	-0,55* (-1,88)	-0,30 (-0,39)
IIS _{t-13}	1,02 (1,17)	-2,05* (-2,15)	3,10*** (3,53)	IIS _{t-20}	0,04 (0,16)	0,81** (2,80)	-0,060 (-0,08)
IIS _{t-14}	-0,40 (-0,47)	0,38 (0,39)	-1,57 (-1,63)	IIS _{t-21}	0,14 (0,55)	-0,38 (-1,18)	0,096 (0,12)
IIS _{t-15}	0,57 (0,65)	-1,26 (-1,23)	0,32 (0,36)	IIS _{t-22}	-0,15 (-0,63)	0,27 (0,90)	0,48 (0,62)
IIS _{t-16}	-0,96 (-1,10)	2,66** (2,70)	3,72*** (4,25)	IIS _{t-23}	-0,12 (-0,45)	0,64* (2,04)	0,37 (0,47)
IIS _{t-17}	0,42 (0,46)	4,46*** (4,27)	-0,11 (-0,14)	IIS _{t-24}	0,35 (1,37)	-0,28 (-0,90)	-0,88 (-1,15)
IIS _{t-18}	1,71 (1,79)	0,11 (0,09)	2,01* (2,35)	IIS _{t-25}	-0,12 (-0,50)	-0,11 (-0,38)	-0,46 (-0,57)
IIS _{t-19}	3,08** (3,06)	2,47* (2,07)	2,52** (2,77)	IIS _{t-26}	0,71** (3,04)	-0,01 (-0,01)	0,73 (0,88)
IIS _{t-20}	0,21 (0,24)	-0,73 (-0,64)	-2,78** (-3,09)	IIS _{t-27}	0,41 (1,67)	-0,400 (-1,45)	0,68 (0,83)
IIS _{t-21}	-2,65*** (-3,57)	-2,61** (-2,92)	-0,048 (-0,06)	IIS _{t-28}	-0,25 (-1,09)	-0,12 (-0,45)	-0,70 (-1,07)
N	21360	58292	32274	N	19619	53696	29844
AR(1)	-3,74 (0,000)	-2,62 (0,009)	-7,30 (0,000)	AR(1)	-3,07 (0,002)	-2,92 (0,003)	-7,30 (0,006)
AR(2)	0,01 (0,988)	-0,12 (0,908)	0,13 (0,900)	AR(2)	0,28 (0,781)	0,61 (0,908)	0,13 (0,900)
Sargan	151,81 (0,583)	154,12 (0,053)	190,21 (0,287)	Sargan	218,13 (0,014)	80,17 (0,422)	190,21 (0,662)

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Notas: ***significante a 0,1%, **significante a 1%, *significante a 5%. Para os coeficientes estimados as estatísticas encontram-se entre parênteses. Nos testes de Arellano-Bond e Sargan o p-valor está entre parênteses.

Em resumo, avaliando os resultados apresentados, é possível afirmar que as medidas de isolamento social adotadas pelos municípios do Nordeste foram importantes para atenuar o registro de novas infecções, mas o mesmo não pode ser dito sobre o número de óbitos causados pela Covid-19. Essas evidências são semelhantes aos resultados de Oliveira (2020a) para os estados do Brasil e de Fang *et al.* (2020) para as províncias chinesas, tendo sempre em vista os devidos cuidados e prudência nas comparações. Outro ponto que merece destaque é que o efeito do isolamento social não é homogêneo entre os municípios. Além disso, ainda há efeito de outras medidas de Intervenções Não Farmacêuticas, como lavar as mãos, uso de máscaras e maiores cuidados de higienização, que, sem dúvidas, contribuíram para atenuar os efeitos negativos da pandemia e que certamente têm um custo econômico menor.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou analisar a política de isolamento social implementada nos municípios do Nordeste brasileiro quanto à sua eficácia em reduzir o número de mortes e infecções causadas pela nova doença conhecida como Covid-19. Para isso, utilizaram-se o índice de isolamento social, criado pela empresa In Loco, como medida de aderência da população ao distanciamento social, e as estatísticas disponibilizadas pelo Ministério da Saúde sobre a evolução dos casos e óbitos registrados oficialmente. A metodologia utilizada foi a estimação das elasticidades do Índice de Isolamento Social em relação ao número de óbitos e novos casos registrados, com uso do método *System GMM*.

Os resultados encontrados nos modelos estimados para a Região Nordeste apontam que, em termos gerais, a prática de isolamento social adotada contribuiu para a redução da propagação do vírus, reduzindo os números de novos casos registrados. O mesmo não pode ser afirmado em relação ao impacto nas mortes, já que os resultados encontrados não são estatisticamente significantes e/ou são próximos de zero, na maioria dos modelos especificados. Além disso, o estudo aponta que o efeito do isolamento não é homogêneo entre os municípios, a depender da renda *per capita* ou da população.

Para os municípios com renda *per capita* de até R\$ 7.000,00, o efeito do isolamento sobre os novos casos é maior do que para os municípios que possuem renda *per capita* acima de R\$ 11.000,00. Não obstante, o efeito sobre o número de novos óbitos foi modesto nos três estratos considerados. Isso pode ser entendido como uma evidência de que as estratégias adotadas devem levar em consideração a dinâmica econômica do município, já que o isolamento se mostrou mais eficiente em reduzir os novos casos em municípios mais pobres.

Levando-se em consideração o tamanho da população, o impacto do isolamento sobre o registro de novos casos foi relevante tanto nos municípios com até 50 mil habitantes como nos que têm mais de 100 mil. No grupo de tamanho intermediário, o único efeito negativo é observado no sétimo dia. Em relação ao número de óbitos, somente ocorreu resultado significativo no grupo dos municípios maiores, com população acima de 100 mil.

Este estudo contribuiu com a literatura, na medida em que fornece evidências sobre a eficácia das medidas de isolamento social adotadas no Nordeste brasileiro. Diferentemente de Oliveira (2020a), que encontrou resultados significantes do isolamento no número de óbitos para o Brasil, os resultados encontrados nesta análise para o Nordeste não apontam na mesma direção. Notadamente, essa região tem maiores deficiências econômicas e sociais, e essa pode ser uma explicação para o fato de as medidas não terem o efeito esperado.

REFERÊNCIAS

- ANDERSON, R. M.; HEESTERBEEK, H.; KLINKENBERG, D.; HOLLINGSWORTH, T. D. How will country-based mitigation measures influence the course of the COVID-19 epidemic? **The Lancet**, v. 395, n. 10228, p. 931-934, 2020. Elsevier.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.
- AQUINO, E. M. L. *et al.* Medidas de distanciamento social no controle da pandemia de COVID-19: potenciais impactos e desafios no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 25, p. 2423-2446, 2020.
- CHINAZZI, M. *et al.* The effect of travel restrictions on the spread of the 2019 novel coronavirus (COVID-19) outbreak. **Science**, v. 368, n. 6489, p. 395-400, 2020.
- CODEÇO, C. T. *et al.* Estimativa de risco de espalhamento da COVID-19 no Brasil e avaliação da vulnerabilidade socioeconômica nas microrregiões brasileiras. 2020.
- CUDDINGTON, John T.; DAGHER, Leila. Estimating short and long-run demand elasticities: a primer with energy-sector applications. **The Energy Journal**, v. 36, n. 1, 2015.
- FANG, H.; WANG, L.; YANG, Y. Human Mobility Restrictions and the Spread of the Novel Coronavirus (2019-nCoV) in China. Working Paper, National Bureau of Economic Research, 2020.
- FERGUSON, N. *et al.* Report 9: Impact of non-pharmaceutical interventions (NPIs) to reduce COVID19 mortality and healthcare demand. 2020.
- HELLEWELL, J. *et al.* Feasibility of controlling COVID-19 outbreaks by isolation of cases and contacts. **The Lancet Global Health**, 2020.
- KERMACK, W. O.; MCKENDRICK, A. G. A contribution to the mathematical theory of epidemics. Proceedings of the royal society of London. Series A, Containing papers of a mathematical and physical character, v. 115, n. 772, p. 700-721, 1927.
- LAU, H. *et al.* The positive impact of lockdown in Wuhan on containing the COVID-19 outbreak in China. **Journal of travel medicine**, v. 27, n. 3, p. 1-7, 2020.
- OLIVEIRA, C. A. Does “Staying at Home” Save Lives? An Estimation of the Impacts of Social Isolation in the Registered Cases and Deaths by COVID-19 in Brazil. SSRN Scholarly Paper, Rochester, NY: Social Science Research Network, 2020a.
- DE OLIVEIRA, Cristiano Aguiar. A Preliminary Estimation of the Economic Costs of Lockdown in Rio Grande do Sul. **Revista do Serviço Público**, v. 71, p. 22-41, 2020b. Disponível em: <https://revista.enap.gov.br/index.php/RSP/article/view/4830/2699>. Acesso em: 19 jun. 2020.

OLIVEIRA, C. A.; PEREIRA, R. M.; MACHADO, G. C. Using a natural experiment to evaluate the costs and benefits of the social isolation intensification, 2020. Disponível em: https://www.researchgate.net/publication/342666325_Avaliando_os_custos_e_beneficios_da_intensificacao_do_isolamento_social_no_Rio_Grande_do_Sul_a_partir_de_um_experimento_natural. Acesso em: 14 jul. 2020.

RASHID, H.; RIDDA, I.; KING, C. *et al.* Evidence compendium and advice on social distancing and other related measures for response to an influenza pandemic. **Pediatric Respiratory Reviews**, v. 16, n. 2, p. 119-126, 2015.

ROODMAN, D. A Note on the Theme of Too Many Instruments. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 71, n. 1, p. 135-158, 2009.

SANTOS, G. F.; RIBEIRO, L. C. S.; CERQUEIRA, R. B. Modelagem de impactos econômicos da pandemia Covid-19: aplicação para o estado da Bahia, 2020.

SINGH, R.; ADHIKARI, R. Age-structured impact of social distancing on the COVID-19 epidemic in India. arXiv preprint arXiv:2003.12055, 2020.