

Relação entre medidas socioeconômicas e a probabilidade de adoção de diferentes instituições políticas: evidência para um painel de países

Ana Maria Rita Milani¹

Moisés dos Santos Rocha²

Anderson Moreira Aristides dos Santos³

Resumo: A literatura sobre a qualidade de sistemas políticos participativos destaca um conjunto de variáveis que se relacionam com a estabilidade desses sistemas, para tanto, índices ou medidas binárias que não captam características próprias de sistemas intermediários são, normalmente, utilizados. Este trabalho tem por objetivo analisar como medidas socioeconômicas afetam a probabilidade de um país implementar diferentes tipos de instituições políticas participativas em um painel de 136 países no período de 1950 a 2018. O método escolhido é o Logit Multinomial Ordenado de efeitos fixos e a variável dependente, além de considerar democracia e autocracias plenas, também ordena os países em três tipos de regimes intermediários. Além disso, este estudo também contribui para a literatura ao utilizar a taxa de mortalidade infantil defasada como *proxy* de desigualdade ampla nas estimações. Os resultados sugerem que a melhoria da saúde da população e educação da população aumentam a probabilidade dos países serem classificados como regimes com maior distribuição de poder político. Os resultados também mostram que a população urbana e igualdade étnica aumentam a probabilidade da classificação dos países em regimes democráticos, enquanto a população e exportações de petróleo a reduzem.

Palavras-chave: Instituições Políticas; Desigualdade Ampla; Logit Multinomial.

Abstract: The literature on the quality of participatory political systems highlights a set of variables that are related to the stability of these systems, for this purpose, indexes or binary measures that do not capture the characteristics of intermediate systems are usually used. This paper aims to analyze how socioeconomic measures affect the probability of a country implementing different types of participatory political institutions in a panel of 136 countries in the period from 1950 to 2018. The method chosen is the Ordered Multinomial Logit of fixed effects and the dependent variable, in addition to considering democracy and full autocracies, also orders countries into three types of intermediate regimes. In addition, this study also contributes to the literature by using the lagged infant mortality rate as a proxy for broad inequality in the estimates. The results suggest that improving population health and population education increase the probability of countries being classified as regimes with a greater distribution of political power. The results also show that urban population and ethnic equality increase the probability of countries classifying in democratic regimes, while population and oil exports reduce it.

Keywords: Political Institutions; Broad Inequality; Multinomial Logit.

Área de Submissão: Crescimento, Desenvolvimento Econômico e Instituições.

Classificação JEL: P48; I14; C25.

¹ Doutora em Economia pelo Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS) e professora do Curso de Mestrado em Economia Aplicada da Universidade Federal de Alagoas (CMEA/UFAL).

² Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE/UFJF) e pesquisador do Laboratório de Análises Territoriais e Setoriais (LATES/UFJF).

³ Doutor em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS) e professor do Curso de Mestrado em Economia Aplicada da Universidade Federal de Alagoas (CMEA/UFAL).

1 Introdução

Democracias são reconhecidas como “boas” instituições para as economias por proporcionarem liberdades e garantir direitos fundamentais. Além disso, são comumente relacionadas a um maior acúmulo de capital humano, menor inflação, estabilidade dos aparelhos estatais, liberdade econômica, entre outras características importantes para o desenvolvimento das nações ([POLICARDO; CARRECA, 2020](#)). Portanto, estudar os fatores responsáveis pela qualidade das instituições políticas participativas de um país, como a democracia, é importante para auxiliar países em sua trajetória de desenvolvimento.

No entanto, a literatura sobre esse tema sugere diferentes fatores como responsáveis pela maior qualidade das instituições políticas participativas. Por exemplo, tanto [Acemoglu e Robinson \(2000, 2001, 2006\)](#) quanto [Boix \(2003\)](#) destacam o nível de desigualdade de renda percebido pela sociedade como responsável pela estabilidade e qualidade dos regimes políticos. Enquanto [Lipset \(1959\)](#) enfatiza os papéis do nível de renda e da educação da população como principais mecanismos para a democratização. No entanto, a literatura empírica tem destacado resultados mistos ao estudar os fatores que podem proporcionar a qualidade das instituições políticas participativas.

Neste estudo, as instituições políticas participativas, como sugere [Acemoglu e Robinson \(2006\)](#), são entendidas como responsáveis pela distribuição de poder político para a sociedade, esse tipo de poder é importante para a escolha de políticas e ações criadas nos países. Por exemplo, uma democracia plena é um tipo de instituições participativas onde o poder político é igualmente dividido entre os cidadãos, enquanto, em uma autocracia plena, esse poder está concentrado nas mãos de uma pequena elite. No entanto, a literatura comumente classifica os regimes que se encontram entre democracias e autocracia plenas como anocráticos, impedindo uma análise apropriada dos diferentes tipos de instituições políticas que estão entre os extremos ([BODEA et al., 2017](#)).

A partir disso, este estudo tem como objetivo analisar como medidas socioeconômicas afetam a probabilidade de um país implementar diferentes tipos de instituições políticas participativas. Para tanto, utiliza-se como variável dependente a classificação de regimes políticos de [Goldstone et al. \(2010\)](#) que, além de identificar democracias e autocracias plenas, também classifica se um país se encontra em um tipo intermediário de regime político, denominados autocracias parciais, democracias parciais com Faccionalismo e democracias parciais sem Faccionalismo. Esse tipo de estudo é importante pois consegue captar a ideia de instituições consistentes ou autoimpostas e oferece uma partição coerente dos diferentes tipos de instituições políticas que compõem a categoria de anocracias ([BODEA et al. 2017](#)). Dessa forma, o modelo Logit Multinomial Ordenado (LMO) de efeitos aleatórios foi escolhido como estratégia empírica para estimar os resultados em um painel de 136 países no período de 1950-2018.

Além de contribuir para a literatura ao classificar os países em uma tipologia mais ampla de instituições políticas participativas e identificar quais fatores socioeconômicos são importantes para esses países, a depender de seus objetivos, aumentarem a probabilidade de uma maior distribuição de poder político. Este estudo contribui ao abordar a hipótese de que, além da desigualdade de renda, o grau de desigualdade ampla pode ser um importante fator nas variações de probabilidade de diferentes tipos de instituições políticas participativas sejam adotadas nos países. Proposta semelhante à abordada por [Rocha et al. \(2021\)](#), no entanto, ou autores avaliam a relação entre a desigualdade ampla sobre a qualidade democrática e a probabilidade de um país ser democrático, não incluído regimes intermediários. Em outras palavras, essa hipótese sugere que o

alto nível de desigualdade ampla pode proporcionar instabilidade política, enquanto seu baixo nível pode levar os países a estabilidade e qualidade das instituições políticas participativas – relação semelhante a da desigualdade de renda na teoria de democratização por redistribuição de [Acemoglu e Robinson \(2000, 2001, 2006\)](#).

Dessa forma, a taxa de mortalidade infantil foi escolhida como medida de desigualdade ampla devido às sugestões de [Sen \(1999\)](#) e [Deaton \(2002, 2003\)](#), em que afirmam que a desigualdade de renda entre os países é impactada pelas diferenças da saúde da população. A taxa de mortalidade infantil é utilizada para medir que os indivíduos que estão em situação de pobreza também estão em termos de saúde, relação que [Deaton \(2002, 2003\)](#) nomeia de “gradiente”. Essa relação, ou gradiente, surge na primeira infância e aumenta à medida que a criança atinge a idade adulta. Portanto, além da desigualdade de renda e consumo, a qualidade da saúde é um fator importante na determinação do bem-estar da sociedade.

Além desta introdução, este estudo se divide em mais cinco seções. Na Seção 2 são discutidas as principais contribuições da literatura sobre o tema abordado. Na Seção 3, as variáveis e suas bases de dados de origem são apresentadas. Enquanto na Seção 4 a estratégia empírica é brevemente discutida. Os resultados são apresentados na Seção 5. Por fim, as principais contribuições e considerações foram elaboradas na Seção 6.

2 Revisão de Literatura

A literatura que estuda a relação entre medidas socioeconômicas e a consolidação ou transição de instituições políticas participativas é ampla. Visando não perder o foco do objetivo deste estudo, esta seção busca revisar as principais teorias e resultados empíricos que abordam as relações entre desigualdade de renda, capital humano, renda e desigualdade amplas e as características das instituições democráticas.

Em relação a desigualdade de renda, [Acemoglu e Robinson \(2000, 2001, 2006\)](#), em sua “teoria de transição política redistributiva”, destacam um papel importante dessa variável sobre a qualidade das instituições políticas participativas. Nessa teoria, a desigualdade de renda funciona como um mecanismo capaz de alterar o custo de oportunidade da transição de um regime, que é reduzido em períodos de recessão, caracterizados pela maior presença de desigualdade. Esse processo ocorre porque o nível de desigualdade afeta o tamanho da redistribuição exigido pelos cidadãos ou elite, o que acarreta uma maior demanda por mudanças na distribuição de poder político percebida por meio de tentativas de revolução ou ocorrência de golpes, credíveis, para mudar o regime político vigente. Assim, a principal conclusão dessa teoria é: sistemas democráticos ou autoritários podem se consolidar com um nível limitado de desigualdade, pois os custos de oportunidade de transição políticas se reduzem, do contrário, regimes instáveis são formados.

Ao contrário de [Acemoglu e Robinson \(2000, 2001, 2006\)](#), [Boix \(2003\)](#) sugere um efeito uniforme e negativo da desigualdade de renda na democracia, quanto maior a desigualdade de renda, menor é a probabilidade de mudanças de regime político. O principal responsável por esse efeito é a quantidade de ativos controlados pela elite, que, percebendo que uma maior desigualdade de renda acarreta maior tributação, sempre opta por reprimir.

A ambiguidade do efeito da desigualdade de renda sobre a qualidade das instituições participativas também é encontrada na literatura empírica. [Ansell e Samuels \(2010\)](#) mostram que autocracias com alta desigualdade de renda são mais propensas a democratizar. No entanto, alguns estudos apontam limitações para essa relação, por exemplo, [Maarek e Dorsch \(2014\)](#), por meio de estimações de efeitos fixos sobre um painel de países autocráticos, demonstramos que a variação

na desigualdade de renda pode explicar a democratização após recessões, mas não após períodos de crescimento econômico. Enquanto [Houle \(2016\)](#) sugere que o efeito da distribuição de renda sobre a democratização depende do nível de renda: em países de renda média, a desigualdade promove a democratização; nos países ricos, prejudica a democratização. Já [Policardo e Carreca \(2020\)](#) encontram resultados sugerindo que a desigualdade de renda tem uma relação em forma de U com a probabilidade de transição da autarquia para a democracia.

O papel de variáveis relacionadas com o capital humano, como a educação, sobre a qualidade das instituições democráticas é discutido por [Lipset \(1959\)](#), onde sugere que a educação é um importante fator na ampliação das perspectivas da população, possibilitando o entendimento da tolerância e impedindo a adesão de doutrinas extremistas e aumenta a capacidades dos eleitores realizarem escolhas racionais. [Acemoglu e Robinson \(2001\)](#) também apontam que a maior redistribuição de ativos como a educação possibilita uma menor pressão por transição política.

Os resultados empíricos da relação entre medidas relacionadas ao capital humano e a qualidade democrática são controversos. [Acemoglu et al. \(2005\)](#) mostram que não há relação empírica entre educação e democracia quando os efeitos fixos do país são incluídos na maioria dos modelos estimados. Enquanto, tanto [Bobbá e Coviello \(2007\)](#) quanto [Castelló-Climent \(2008\)](#), mostram resultados significativos que sugerem uma relação em que a educação estimula as instituições democráticas.

A principal abordagem que sugere um papel importante da renda sobre a democratização é conhecida como “teoria da modernização” de [Lipset \(1959\)](#). Essa teoria sugere que quanto mais rica for uma nação, maiores são as chances dela se tornar uma democracia. [Lipset \(1959\)](#) explica que somente em uma sociedade rica, com poucos habitantes pobres, seria possível existir uma situação na qual a maior parte da população poderia ser inteligentemente ativa na política e ter autodomínio suficiente para poder evitar atitudes irresponsáveis. Entretanto, a teoria enfatiza que em uma sociedade com uma pequena elite abastada, existe a maior probabilidade do surgimento de uma oligarquia ou um sistema tirânico.

A literatura empírica tem destacado um conjunto de resultados críticos à hipótese de [Lipset \(1959\)](#), como, por exemplo o artigo de [Acemoglu et al. \(2008\)](#), que utilizando métodos de painel dinâmico em uma amostra de países no período de 1960 a 2000, mostraram que ao incluir efeitos fixos de país, a relação entre renda *per capita* e diversas medidas de democracias não é significativa. Alguns autores encontraram uma relação significativa entre renda e democracia em um período posterior à Segunda Grande Guerra. Por exemplo, [Brückner e Ciccone \(2011\)](#), estimam por meio de variáveis instrumentais resultados que indicam que após um choque de renda negativo transitório a qualidade democrática melhora. No entanto, [Barron et al. \(2014\)](#) sugerem que os resultados encontrados por [Brückner e Ciccone \(2011\)](#) são “prematuras”, pois, com qualquer mudança nos dados usados, ou na especificação econométrica não é possível rejeitar a hipótese nula de nenhum impacto na mudança democrática.

Não há uma teoria na literatura que trate da relação entre desigualdades amplas e qualidade das instituições políticas, no entanto, a que mais se assemelha é a proposta por [Lizzeri e Persico \(2004\)](#). Segundo os autores, a expansão da franquia de direitos políticos ocorre quando as necessidades crescentes de bens públicos fazem com que a maioria da elite exija um redirecionamento do papel do Estado nas políticas de interesses privados para uma maior disponibilidade de bens públicos. [Przeworski \(2009\)](#) testa empiricamente essa hipótese utilizando medidas de população urbana e taxa de mortalidade infantil como *proxies* de demanda de bens públicos e mostra que, enquanto a medida de urbanização apresentou o efeito esperado, a taxa de mortalidade infantil, em algumas estimações, mostrou uma relação negativo com a probabilidade de expansão do sufrágio não previsto pela teoria.

No entanto, neste estudo, tem-se como hipótese que a taxa de mortalidade infantil, utilizada como *proxy* de desigualdade ampla, possui uma relação com a qualidade das instituições políticas participativas de forma semelhante à da desigualdade de renda na teoria de [Acemoglu e Robinson \(2000, 2001, 2006\)](#). Em outras palavras, um alto grau de desigualdade ampla em uma sociedade pode acarretar em instabilidade política diminuindo a qualidade das instituições responsáveis pela distribuição do poder político.

A proposta de desigualdade ampla deriva-se da teoria das capacidades de [Amartya Sen \(1999\)](#), onde defende que o aumento de qualquer uma de um conjunto de privações interligadas, sendo estes fatores importantes para gerar uma redução na “liberdade” dos indivíduos, acarreta a elevação da percepção de outras. E a taxa de mortalidade infantil se torna uma *proxy* capaz de captar esse tipo de desigualdade em uma sociedade, como sugere [Deaton \(2003\)](#), a desigualdade de renda é, parcialmente, derivada da falta de saúde. Essa relação ocorre porque pessoas que se encontram em relativa carência em termos de renda também estão em situação semelhante em relação a morbidade e a mortalidade, assim, a demanda por redistribuição pode depender do nível de privação dos cidadãos que é afetado pelo agregado da qualidade de vida da população, que está relacionado com sua renda e saúde ([DEATON, 2002](#)).

O estudo de [Rocha et al. \(2021\)](#) avalia a relação entre a desigualdade ampla e a qualidade das instituições políticas participativa, seu principal resultado mostra que o aumento da taxa de mortalidade infantil reduz o coeficiente de indicadores de qualidade democrática comuns na literatura. No entanto, [Rocha et al. \(2021\)](#), além do período de análise menor, suas principais estimativas captam o período de 1970 a 2018, não considera a relação do efeito da desigualdade ampla e outras variáveis socioeconômicas sobre regimes intermediários, como se propõe este estudo.

3 Base de Dados

Tipologia dos regimes políticos

O foco deste estudo é a relação entre medidas socioeconômicas, em especial a mortalidade infantil, e os tipos de instituições políticas participativas. Para tanto, utiliza-se como variável dependente a classificação proposta por [Goldstone et al. \(2010\)](#) de cinco tipos de regimes políticos elaborado a partir de indicadores fornecido pela base de dados *Polity5: Regime Authority Characteristics and Transitions Datasets do Center for Systemic Peace* ([MARSHALL; JAGGERS, 2019](#)), que informa sobre a qualidade de instituições políticas de 167 países no período de 1800-2018. Neste caso, as variáveis utilizadas para a categorização são: abertura do recrutamento de executivos (EXREC), como medida de contestação; e a competitividade da participação política (PARCOMP), para capturar a variação no grau e nas formas de inclusão.

As cinco classificações de regime propostas por [Goldstone et al. \(2010\)](#) são:

Autocracias Plenas: os países classificados nessa categoria combinam a ausência de contestação efetiva pelo chefe do Executivo com participação política reprimida ou suprimida. Exemplos são estados repressivos de partido único, monarquias absolutistas e ditaduras autoritárias;

Autocracias Parciais: são países que realizam eleições competitivas para cargos nacionais, mas reprimem ou controlam rigidamente a participação ou permitem participação política substancial, mas não submetem o cargo de chefe do executivo a realmente eleições competitivas;

Democracias Parciais com Faccionalismo: são países que apresentam um padrão de competição eleitoral fortemente polarizada e intransigente entre blocos que buscam interesses paroquiais em nível nacional;

Democracias Parciais sem Faccionalismo: essa classificação engloba países em que o chefe do Executivo é escolhido por meio de eleições competitivas e a competição política não é efetivamente reprimida, mas as eleições não são totalmente livres e justas ou a participação política não é totalmente aberta e bem institucionalizada; e

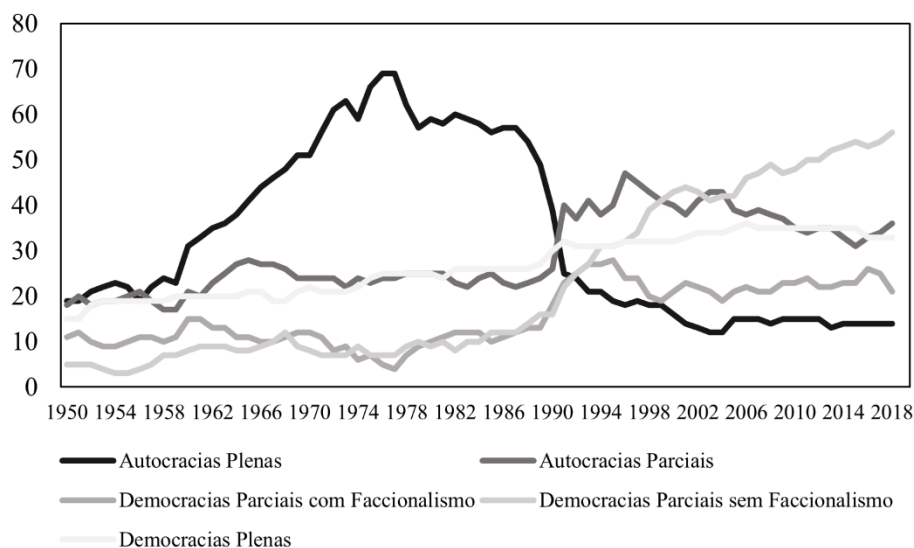
Democracias Plenas: são países que combinam eleições livres e justas com participação política aberta e bem institucionalizada.

Dessa forma, e a partir da classificação de [Goldstone et al. \(2010\)](#), a ordem de qualidade das instituições políticas participativas é Democracias Plenas > Democracias Parciais sem Faccionalismo > Democracias Parciais com Faccionalismo > Autocracias Parciais > Autocracias Plenas. Essa ordenação visa captar a distribuição de poder político dos cidadãos, que é determinada pelo tipo de instituições políticas aplicadas na sociedade, em uma Democracia Plena a distribuição de poder político é igual para os cidadãos, enquanto em uma Autocracia Plena ela é concentrada em uma pequena parte da população ([ACEMOGLU; ROBINSON, 2000, 2001, 2006](#)).

[Bodea et al. \(2017\)](#) destaca algumas vantagens na utilização desse tipo de classificação de regime político: (i) consegue isolar de forma factível por meio de duas dimensões específicas da pontuação *Polity5* a ideia de instituições consistentes ou autoimpostas; e (ii) possibilita uma partição apropriada das instituições políticas comumente classificados como anocráticos.

A Figura 1 mostra a distribuição dos tipos de regimes políticos classificados por [Goldstone et al. \(2010\)](#) no período de 1950 a 2018. É possível perceber que os países classificados como Democracias Plenas cresceram de forma moderada de 1950 até 2015, logo após voltaram a números próximos a década de 1990. As Autocracias Plenas tiveram um aumento acentuado na década de 1960 com redução relevante iniciada na década de 1970, esses anos colaboram com a teoria de “ondas de democracias” e “ondas reversas” de [Huntington \(1991\)](#), chamadas assim por representar uma rede complexa de fatores que proporcionam a democratização, ou a dificultam.

Figura 1: Distribuição dos tipos de instituições políticas (1950-2018)



Nota: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

[Huntington \(1991\)](#) destaca que a primeira onda reversa ocorre em 1923-1940; seguida por uma segunda onda de democratização, 1944-1957; depois uma segunda onda reversa, 1957-1973, período do primeiro aumento acentuado das Autocracias Plenas na Figura 1; uma terceira onda de democratização, desde 1973, onde começa a redução do número de Autocracias Plenas. [Huntington \(1991\)](#) também enfatiza uma série de eventos ocorridos no Oriente Médio e na Europa Ocidental no fim da década de 1980 e na de 1990 responsáveis por reduzir o número de regimes totalitaristas, que também pode ser percebido na Figura 1. Esses fatores podem ser os responsáveis pelo aumento do número de regimes políticos intermediários, no início da década de 1990, principalmente, Democracias Parciais sem Faccionalismo, ver Figura 1.

Variáveis explicativas e controles

Três medidas socioeconômicas que se relacionam com as teorias de democratização discutidas na Seção 2 e que captam o período mais longo possibilitado pelas bases de dados (1950-2018) foram escolhidas como variáveis explicativas. A primeira delas é a taxa de mortalidade infantil de crianças até cinco anos, disponibilizada pela [UM IGME \(2022\)](#) que abrange o período de 1950-2020. Essa medida, a partir das sugestões de [Sen \(1999\)](#) e [Deaton \(2002, 2003\)](#), pode ser útil para avaliar desigualdades mais amplas que afetam as oportunidades da população dos países.

As outras duas variáveis são o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* e um índice de capital humano, ambos retirados da *Penn World Table Version 10* (PWT 10) ([HESTON et al., 2021](#)). O PIB *per capita* está em paridade do poder de compra em dólares US\$ de 2017. Enquanto o índice de capital humano é uma medida construída baseando-se em anos de escolaridade e retornos da educação. Ambas as variáveis estão relacionadas com a teoria da modernização de [Lipset \(1959\)](#), neste caso, espera-se uma relação positiva com a probabilidade de os países possuírem uma maior qualidade de suas instituições políticas participativas – democracias parciais sem Faccionalismo e democracias plenas. A PWT 10 possui informações de 183 países no período de 1950-2019.

Alguns controles são utilizados em estimações, por exemplo, o índice de Gini fornecido pelo *Standardized World Income Inequality Database* (SWIID) ([SOLT, 2022](#)), que possibilita captar o grau de desigualdade de renda da população dos países. A variável de desigualdade de renda, mesmo sendo discutida na literatura como um fator importante para a qualidade institucional, não é utilizada na estimação principal por questões relacionadas ao período disponibilizado. Se fosse incluída, o período seria reduzido em 10 anos.

Medidas para controlar a demanda dos cidadãos por bens públicos e questões sociais, como a população total de habitantes da PWT 10 e a população que reside em áreas urbanas disponibilizada pelo [World Bank Data \(2022\)](#). Uma *dummy* de renda do petróleo também foi utilizada, com dados do [World Bank Data \(2022\)](#), ela assume o valor de 1 se o país possui exportações de petróleo que representam mais de 30% das exportações totais e é baseada em [Fearon e Laitin \(2003\)](#) e [Bodea et al. \(2017\)](#), onde sugerem que os países produtores de petróleo tendem a ter aparatos estatais mais fracos e as receitas do petróleo aumentar o valor do “prêmio” de controlar o poder estatal.

[Wimmer et al. \(2009\)](#) sugere que a exclusão étnica pode ser um argumento para diminuir a legitimidade do regime, tornando mais fácil a ocorrência de revoltas sociais – [Bodea et al. \(2017\)](#) mostrou empiricamente essa relação. Dessa forma, quatro controles de poder étnico são utilizados com dados da *Ethnic Power Relations* ([VOGT et al., 2021](#)): (i) para medir a exclusão étnica, empregou-se a proporção da população que inclui membros de grupos étnicos excluídos do poder; (ii) a fragmentação do governo central é medida pelo número de grupos étnicos incluídos na

coalizão governamental; (iii) a proporção de membros da coalizão governamental; e (iv) e o número de grupos étnicos excluídos pela coalizão do governo.

A Tabela 1 resume as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas estimações. Nela são mostradas o número de observações, média, desvio padrão e valor máximos e mínimos da amostra selecionada. Destaca-se que o principal painel estimado possui informações de 68 anos, de 1950 a 2018, de 136 países.

Tabela 1: Estatísticas descritivas

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Taxa de mortalidade infantil	10.664	86,079	85,235	1,990	450,980
Capital humano	8.106	2,071	0,726	1,010	3,970
Log PIB <i>per capita</i>	9.258	8,704	1,188	5,356	12,633
Desigualdade de renda	5.336	38,367	9,004	16,540	66,970
Log população	9.258	1,857	1,832	-3,219	7,259
Log população urbana	10.840	14,373	2,213	8,123	20,512
Petróleo	13.195	0,492	0,500	0	1
Grupos incluídos	9.302	1,645	1,921	0	15
Grupos excluídos	9.302	2,468	4,973	0	51
População incluída	9.302	0,582	0,364	0	1
População excluída	9.302	0,159	0,216	0	0,980

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

4. Estratégia Empírica

Este estudo possui como objetivo estimar a relação entre medidas socioeconômicas, em especial a mortalidade infantil, e os tipos de instituições políticas participativas, classificados por [Goldstone et al. \(2010\)](#), em um painel de países. Dessa forma, o modelo Logit Multinomial Ordenado (LMO) com efeitos aleatórios foi selecionado para realizar as estimações necessárias. O LMO para y (condicional às variáveis explicativas x) pode ser derivado de um modelo de variável latente. Suponha que uma variável latente y seja determinada por

$$y^* = x\beta + \epsilon, \quad (1)$$

onde β é uma matriz $K \times 1$ e x não contém uma constante. Seja $\alpha_1 < \alpha_2 < \dots < \alpha_j$ pontos de corte desconhecidos (ou parâmetros de limite) e

$$y = j \text{ se } \alpha_{j-1} < y \leq \alpha_j. \quad (2)$$

A distribuição condicional de y dado x pode ser derivada calculando cada probabilidade de resposta:

$$P(y = 0|x) = P(y^* \leq \alpha_1|x) = P(x\beta + \epsilon \leq \alpha_1|x) = \Phi(\alpha_1 - x\beta) \quad (3)$$

⋮

$$P(y = j|x) = P(y^* > \alpha_j|x) = 1 - \Phi(\alpha_j - x\beta),$$

Segundo [Wooldridge \(2010\)](#), neste tipo de modelo, o interesse relacionado ao coeficiente de estimação β deve ser limitado, pois a variável dependente é uma construção abstrata, em vez disso, os interesses devem ser centralizados nas probabilidades de resposta $P(y = j | x)$.

Nas estimações, todas as variáveis explicativas são incluídas com seus valores defasados em um ano. Essa prática é justificada porque os valores passados de uma variável podem estar correlacionados com seu valor presente, assim, muitos modelos de análise utilizam variáveis no período anterior para lidar com problemas relacionados à endogeneidade ([HONAKER; KING, 2010](#)).

5. Resultados

Os resultados dos efeitos marginais das estimativas de LOM de efeitos aleatórios em dados em painel da relação entre as medidas socioeconômicas (taxa de mortalidade infantil, capital humano e log do PIB *per capita*) e os diferentes tipos de instituições políticas participativas são apresentados na Tabela 2. Essa tabela mostra a estimação com maior período possibilitado pelas variáveis 1950-2018. A taxa de mortalidade infantil defasada é significativa ao nível de confiança de 99% para todas as categorias. Para os tipos de instituições com menor distribuição de poder político, Autocracias Plenas, Autocracias Parciais e Democracias Parciais com Faccionalismo, variações positivas de uma unidade na taxa de mortalidade infantil defasada aumenta a probabilidade de o país ser uma Autocracia Plena, Autocracia Parcial e Democracia Parciais com Faccionalismo em 0,08, 0,02 e 0,01 ponto percentual, respectivamente. Esses efeitos não são desprezíveis, já que se pensarmos em uma variação de uma unidade de desvio padrão da variável da taxa de mortalidade infantil (85) esses efeitos são 6,8, 1,7 e 0,85 pontos percentuais.

Tabela 2: Efeitos marginais de medidas socioeconômicas sobre diferentes tipos de instituições participativas - logit ordenado

Variáveis	Autocracias Plenas	Autocracias Parciais	Democracias Parciais com Faccionalismo	Democracias Parciais sem Faccionalismo	Democracias Plenas
Taxa de mortalidade infantil _{t-1}	0,0008*** (0,0000)	0,0002*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0009*** (0,0001)
Capital humano _{t-1}	-0,1064*** (0,0106)	-0,0322*** (0,0054)	-0,0078*** (0,0027)	0,0253*** (0,0060)	0,1212*** (0,0111)
Log PIB <i>per capita</i> _{t-1}	0,0013 (0,0050)	0,0004 (0,0015)	0,0001 (0,0004)	-0,0003 (0,0012)	-0,0015 (0,0057)
Número de observações	7.038				
Número de grupos	136				
Log likelihood	-6411,447				

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota: A variável dependente é a tipologia de regime político de [Goldstone et al. \(2010\)](#). Os subscritos $t - 1$ indicam que a variável está defasada em um período. Erros padrão entre parênteses, onde: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,1$.

No entanto, o aumento de uma unidade na taxa de mortalidade infantil defasada reduz a probabilidade de os países serem classificados como Democracias Parciais sem Faccionalismo e Democracias Plenas, em 0,02 e 0,09 ponto percentual, respectivamente. Esses resultados são contribuições favoráveis da hipótese defendida neste estudo, de que não somente o grau de desigualdade de renda é um fator importante na qualidade das instituições políticas participativas, mas, medidas de desigualdade ampla, como a taxa de mortalidade infantil, podem ser um mecanismo importante nesse processo. Além disso, é possível notar que as maiores magnitudes dos efeitos marginais da taxa de mortalidade infantil defasada se encontram nas instituições políticas plenas (Autocracia Plena e Democracia Plena), sugerindo que, a depender do tipo de política de saúde direcionada a sociedade, a instabilidade política pode ser evitada com maior eficiência.

Em relação aos efeitos marginais do capital humano defasado, suas direções de efeitos são negativas para as instituições com maior concentração de poder político (Autocracias Plenas, Autocracias Parciais e Democracias com Faccionalismo) e positivo para as com menor concentração de poder político (Democracias Parciais sem Faccionalismo e Democracias Plenas). A significância é de 99% de nível de confiança para todas as categorias, com exceção das Democracias Parciais sem Faccionalismo, sendo de 95%. Esse resultado sugere que o aumento do capital humano nos países analisados reduz a probabilidade de serem classificados como Autocracias Plenas, Autocracias Parciais e Democracias Parciais com Faccionalismo, enquanto aumenta a probabilidade de serem Democracias Parciais sem Faccionalismo e Democracias Plenas.

Os resultados dos efeitos marginais do capital humano defasado estão de acordo com a literatura teórica, tanto [Lipset \(1959\)](#) quanto [Acemoglu e Robinson \(2001\)](#) destacam o papel importante da educação na qualidade de instituições políticas participativas e na consolidação de democracias. Além disso, os resultados encontrados são semelhantes aos de [Bobba e Coviello \(2007\)](#) e [Castelló-Climent \(2008\)](#), onde sugerem que a educação estimula as instituições democráticas.

Sobre os resultados acerca do log do PIB *per capita*, na Tabela 3 nenhum dos efeitos marginais dessa variável são significativos. No entanto, resultados semelhantes são comuns na literatura, como por exemplo, [Acemoglu et al. \(2008\)](#), [Barron et al. \(2014\)](#) e [Brückner e Ciccone \(2011\)](#) não encontraram significância da relação entre renda e medidas democráticas. Ou seja, não foi possível identificar resultados favoráveis à teoria da modernização de [Lipset \(1959\)](#), que propõe que o aumento da renda eleva a probabilidade de um país ser uma democracia.

A Tabela 3 mostra os efeitos marginais de um LMO de efeitos aleatórios com a inclusão de controles comuns na literatura. Os efeitos marginais da taxa de mortalidade infantil defasada são significativos ao nível de confiança de 99%, com exceção da categoria Democracia Parcial com Faccionalismo, neste caso, significativo ao nível de confiança de 95%. A direção dos sinais dos coeficientes de efeitos marginais é a mesma da Tabela 2, ou seja, variações positivas na taxa de mortalidade infantil defasada aumentam, em média, a probabilidade dos países possuírem regimes com maior concentração de poder político (Autocracias Plenas, Autocracias Parciais e Democracias Parciais com Faccionalismo) e reduzem a probabilidade da classificação de regimes com maior distribuição de poder político (Democracias Parciais sem Faccionalismo e Democracias Plenas).

Os sinais dos coeficientes de efeitos marginais do capital humano defasado e suas significâncias se mantêm de acordo com os da Tabela 2. Neste caso, sugerem que alterações positivas no capital humano aumentam a probabilidade dos países serem classificados como Democracias Parciais sem Faccionalismo e Democracias Plenas, e reduzem a probabilidade dos

demais tipos de regime político. Os resultados da Tabela 3 dos coeficientes de efeitos marginais do log do PIB *per capita* não são significativos, assim como na Tabela 2.

Tabela 3: Efeitos marginais de medidas socioeconômicas sobre diferentes tipos de instituições participativas com controles - logit ordenado

Variáveis	Autocracias Plenas	Autocracias Parciais	Democracias Parciais com Faccionalismo	Democracias Parciais sem Faccionalismo	Democracias Plenas
Taxa de mortalidade infantil _{t-1}	0,0005*** (0,0001)	0,0003*** (0,0001)	0,0001*** (0,0000)	-0,0001* (0,0000)	-0,0008*** (0,0001)
Capital humano _{t-1}	-0,0665*** (0,0114)	-0,0379*** (0,0090)	-0,0172*** (0,0028)	0,0123** (0,0062)	0,1094*** (0,0166)
Log PIB <i>per capita</i> _{t-1}	-0,0001 (0,0054)	-0,0001 (0,0031)	-0,0000 (0,0014)	0,0000 (0,0010)	0,0002 (0,0088)
Desigualdade de renda _{t-1}	-0,0005 (0,0006)	-0,0003 (0,0003)	-0,0001 (0,0002)	0,0001 (0,0001)	0,0008 (0,0010)
Log população _{t-1}	0,0491*** (0,0178)	0,0281*** (0,0107)	0,0127*** (0,0039)	-0,0091* (0,0051)	-0,0809*** (0,0279)
Log população urbana _{t-1}	-0,0279*** (0,0145)	-0,0278*** (0,0092)	-0,0126*** (0,0036)	0,0090* (0,0048)	0,0801*** (0,0230)
Petróleo _{t-1}	0,0504*** (0,0098)	0,0239*** (0,0062)	0,0116*** (0,0023)	-0,0128*** (0,0042)	-0,0731*** (0,0120)
Grupos incluídos _{t-1}	0,0040* (0,0022)	0,0023* (0,0013)	0,0010* (0,0006)	-0,0007 (0,0005)	-0,0066* (0,0037)
Grupos excluídos _{t-1}	0,0029 (0,0021)	0,0017 (0,0013)	0,0007 (0,0005)	-0,0005 (0,0005)	-0,0048 (0,0034)
População incluída _{t-1}	-0,0355** (0,0166)	-0,0203** (0,0098)	-0,0092** (0,0044)	0,0066 (0,0043)	0,0584** (0,0269)
População excluída _{t-1}	-0,0081 (0,0230)	-0,0046 (0,0120)	-0,0021 (0,0054)	0,0015 (0,0039)	0,0133 (0,0345)
Número de observações	3.209				
Número de grupos	134				
Log likelihood	-3507,3336				

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota: A variável dependente é a tipologia de regime político de [Goldstone et al. \(2010\)](#). Os subscritos $t - 1$ indicam que a variável está defasada em um período. Erros padrão entre parênteses, onde: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,1$.

Em relação a desigualdade de renda defasada, os coeficientes dos efeitos marginais não foram significativos para nenhuma das tipologias estimadas. Ou seja, o papel dado à desigualdade de renda, tanto na teoria de [Acemoglu e Robinson \(2000, 2001, 2006\)](#) quanto na de [Boix \(2003\)](#), não foram identificados nas estimações. Isso pode ter ocorrido pela não classificação dos países quanto ao seu nível de renda ou desenvolvimento, como sugerem [Maarek e Dorsch \(2014\)](#) e [Houle \(2016\)](#).

As variáveis de log da população defasada e log da população urbana defasada têm efeitos marginais significativos ao nível de confiança de 99% para Autocracias Plenas, Autocracias Parciais, Democracias Parciais com Faccionalismo e Democracias Plenas e ao nível de confiança de 90% para Democracias Parciais sem Faccionalismo. O aumento no log da população aumenta a probabilidade dos países serem classificados entre os regimes com menor distribuição de poder político e reduz a probabilidade de classificação como um regimes com maior distribuição, enquanto o log da população urbana possui uma relação oposta. Esse resultado pode indicar que somente o aumento da população não proporciona a melhoria da qualidade das instituições participativas, mas a ampliação da população urbana sim. Essa última pode elevar a demanda por bens públicos e, conseqüentemente, por direitos políticos, como sugere [Lizzeri e Persico \(2004\)](#).

Os países exportadores de petróleo possuem maior probabilidade de serem classificados como Autocracias Plenas, Autocracias Parciais e Democracias Parciais com Faccionalismo e menor probabilidade de serem Democracias Parciais sem Faccionalismo e Democracias Plenas, em todos os casos, ao nível de confiança de 99%. Resultados que apoiam [Fearon e Laitin \(2003\)](#) e [Bodea et al. \(2017\)](#), onde sugerem que países produtores de petróleo podem ter instituições políticas com menor qualidade, o que aumenta o valor do “prêmio” de controlar o poder estatal.

Por último, os coeficientes dos efeitos marginais dos controles de desigualdade étnica mostram que, enquanto variações positivas no número de grupos incluídos na coalizão do governo defasado reduzem a probabilidade dos países serem classificados como Democracias Plenas, as variações positivas na proporção da população incluída na coalizão do governo defasada aumentam essa probabilidade, ao nível de significância de 90% e 95%, respectivamente. Além disso, aumentos da primeira variável mencionada elevam a probabilidade das nações serem classificadas como Autocracias Plenas, Autocracias Parciais e Democracias Parciais com Faccionalismo, enquanto a segunda reduz. Esses resultados sugerem que o tamanho da população que participa da coalizão do governo é importante para uma maior qualidade das instituições políticas, como abordam [Wimmer et al. \(2009\)](#), mas o número de grupos ainda pode indicar uma ruptura da população etnicamente. As demais variáveis não apresentaram coeficientes significativos.

6 Considerações Finais

A literatura que analisa a qualidade das instituições políticas participativas sugere um conjunto de fatores socioeconômicos como responsáveis pela estabilidade e consolidação desse tipo de instituições. No entanto, estudos empíricos têm comumente tratado regimes políticos intermediários como somente anocracias, não buscando estudar as diferenças que os caracteriza. Dessa forma, esta pesquisa visou analisar como medidas socioeconômicas afetam a probabilidade de um país implementar diferentes tipos de instituições políticas participativas (democracias e autocracias plenas e três categorias de regimes intermediários) em um painel de 136 países no período de 1950-2018. Para tanto, estimações por meio de modelos logits multinomiais ordenados com efeitos aleatórios foram realizadas.

A variável dependente foi baseada em [Goldstone et al \(2010\)](#) e ordena os diferentes tipos de instituições políticas participativas a partir da forma que o poder político é distribuído para os cidadãos. Neste estudo, quanto mais igualitária a distribuição de poder político, melhor é a qualidade desse tipo de instituição. Assim, é possível determinar a seguinte ordenação, em ordem decrescente de distribuição de poder político: Democracias Plenas; Democracias Parciais sem Faccionalismo; Democracias Parciais com Faccionalismo; Autocracias Parciais; e Autocracias Plenas. Esse tipo de classificação permite captar a ideia de instituições consistentes ou

autoimpostas e oferece uma partição coerente dos diferentes tipos de instituições políticas que compõem a categoria de anocracias.

Além da contribuição relacionada a variável dependente, este estudo abordou como hipótese que o grau de desigualdade ampla percebido pela sociedade pode ser um fator importante na qualidade das instituições responsáveis pela distribuição de poder político. Essa hipótese surge a partir das contribuições de [Sen \(1999\)](#) e [Deaton \(2002, 2003\)](#), onde sugerem que pessoas que se encontram em carência de renda ou riqueza também estão em relação à saúde. Assim, nas estimativas, a variável taxa de mortalidade infantil foi utilizada como *proxy* de desigualdade ampla, e esperou-se que ela estivesse negativamente relacionada com a probabilidade dos países serem classificados como regimes com alta distribuição de poder político. Não foram encontrados estudos que abordassem a relação entre a desigualdade ampla e a probabilidade de um conjunto tão amplo de instituições políticas.

Os resultados encontrados mostraram uma relação negativa e significativa entre o aumento da taxa de mortalidade infantil defasada e a probabilidade dos países estarem classificados em Democracias Parciais sem Faccionalismo e Democracias Plenas – a mortalidade infantil aumenta a probabilidade dos demais tipos de regimes. Ou seja, para que um país aumente sua probabilidade de qualidade institucional, políticas voltadas à saúde, em específico, que reduzam a mortalidade infantil, devem ser planejadas e aplicadas. Esse resultado é robusto ao incluir uma série de controles discutidos na literatura.

A medida de capital humano utilizado nas estimações também se mostrou importante para a probabilidade de os países serem classificados como regimes com maior distribuição de poder político, uma relação positiva foi identificada, resultado justificado pela literatura. Controles como log da população urbana e população de grupos étnicos incluídos na coalizão do governo também apresentaram coeficientes significativos e que aumentam a probabilidade de instituições políticas mais participativas. Essas medidas são importantes no entendimento de que políticas devem ser adotadas pelos governos para a melhoria da qualidade institucional e merecem estudos futuros mais detalhados.

Outras variáveis controles mostraram-se fatores importantes na redução da qualidade das instituições políticas participativas. Essas variáveis são o log da população total; tamanho das exportações de petróleo em relação às exportações totais e o número de grupos incluídos na coalizão do governo. O aumento dessas medidas aumenta a probabilidade de um país apresentar instituições políticas instáveis e que concentram o poder político em um número pequeno de grupos ou elites da sociedade, o que deve ser evitado se o governo tiver como objetivo um maior desenvolvimento socioeconômico.

Em outras palavras, os resultados mostraram que políticas que visem a redução da desigualdade ampla, como um sistema de saúde de qualidade e que abrange o maior número de cidadão possíveis, devem ser adotadas para reduzir a probabilidade de um país transitar por regimes políticos instáveis e com maior concentração de poder político. Além disso, outros tipos de políticas se mostraram importantes, como as voltadas para a ampliação e qualidade da educação, a maior oferta de bens públicos, comuns em sociedades urbanas, e a redução da desigualdade étnica.

No entanto, algumas limitações dos resultados deste estudo podem ser destacadas. Por exemplo, segundo Acemoglu e Robinson (2006), as instituições políticas são afetadas por questões culturais e históricas em sua trajetória de desenvolvimento, assim, a falta de controles como ocorrência de conflitos e tipos de colonização, podem afetar os resultados. Além disso, a variável taxa de mortalidade infantil é somente uma *proxy* de desigualdade ampla, ela não capta todo o gradiente relacionado a esse tipo de iniquidade. Outro ponto a se destacar se refere às questões

metodológicas, somente efeitos aleatórios foram incluídos nas estimativas, havendo a necessidade de efeitos fixos serem abordados em pesquisas futuras. Portanto, estudos futuros que foquem no tema tratado nesta pesquisa podem se concentrar nas limitações enfatizadas para ampliar os resultados na literatura.

Referências

- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. Why Did the West Extend the Franchise? Democracy, Inequality, and Growth in Historical Perspective. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 4, p. 1167–1199, 1 nov. 2000.
- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. A Theory of Political Transitions. **American Economic Review**, v. 91, n. 4, p. 938–963, set. 2001.
- ACEMOGLU, D. et al. From Education to Democracy?. **American Economic Review**, p. 44-49, 2005.
- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. Economic Origins of Dictatorship and Democracy. [s.l.] **Cambridge University Press**, 2006.
- ACEMOGLU, D. et al. Income and democracy. **American Economic Review**, v. 98, n. 3, p. 808-42, 2008.
- ANSELL, B.; SAMUELS, D. Inequality and democratization: A contractarian approach. **Comparative Political Studies**, v. 43, n. 12, p. 1543-1574, 2010.
- BARRON, M. et al. Economic shocks and democratization in Africa. **Political Science Research and Methods**, v. 2, n. 1, p. 33-47, 2014.
- BOBBA, M.; COVIELLO, D. Weak instruments and weak identification, in estimating the effects of education, on democracy. **Economics letters**, v. 96, n. 3, p. 301-306, 2007.
- BODEA, C. et al. Do civil wars, coups and riots have the same structural determinants?. **International Interactions**, v. 43, n. 3, p. 537-561, 2017.
- BOIX, C. Democracy and redistribution. **Cambridge University Press**, 2003.
- BRÜCKNER, M.; CICCONE, A. Rain and the democratic window of opportunity. **Econometrica**, v. 79, n. 3, p. 923-947, 2011.
- CASTELLÓ-CLIMENT, A. On the distribution of education and democracy. **Journal of Development Economics**, v. 87, n. 2, p. 179-190, 2008.
- DEATON, A. Policy Implications Of The Gradient Of Health And Wealth. **Health Affairs**, Vol. 21 No. 2, pp. 13–30, 2002.
- DEATON, A. Health, Inequality, and Economic Development. **Journal of Economic Literature**, Vol. 41 No. 1, pp. 113–158, 2003.
- FEARON, J.; LAITIN, D. Ethnicity, insurgency, and civil war. **American political science review**, v. 97, n. 1, p. 75-90, 2003.

- GOLDSTONE, J. et al. A global model for forecasting political instability. **American Journal of Political Science**, v. 54, n. 1, p. 190-208, 2010.
- HESTON, A. et al. **Penn World Table Version 10**. Groningen Growth and Development Centre, 2021. Disponível em: < <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en>>. Acesso em: 6 de jun de 2022.
- HONAKER, J.; KING, G. What to Do about Missing Values in Time-Series Cross-Section Data. **American Journal of Political Science**, Vol. 54 No. 2, pp. 561–581, 2010.
- HOULE, C. Inequality, economic development, and democratization. **Studies in Comparative International Development**, v. 51, n. 4, p. 503-529, 2016.
- HUNTINGTON, S. Democracy's third wave. **Journal of democracy**, v. 2, n. 2, p. 12-34, 1991.
- LIPSET, S. Some social requisites of democracy: Economic development and political legitimacy¹. **American political science review**, v. 53, n. 1, p. 69-105, 1959.
- LIZZERI, A.; PERSICO, N. Why did the elites extend the suffrage? Democracy and the scope of government, with an application to Britain's “Age of Reform”. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 119, n. 2, p. 707-765, 2004.
- MAAREK, P. et al. Recessions, inequality, and democratization. **THEMA**, Université de Cergy-Pontoise, 2014.
- MARSHALL, M.; JAGGERS, K. **Polity5 Project, Political Regime Characteristics and Transitions, 1800-2018**. Center for Systemic Peace, 2019. Disponível em: < <https://www.systemicpeace.org/inscrdata.html>>. Acesso em: 6 de jun de 2022.
- POLICARDO, L.; SANCHEZ CARRERA, E. Can income inequality promote democratization?. **Metroeconomica**, v. 71, n. 3, p. 510-532, 2020.
- PRZEWORSKI, A. Conquered or Granted? A History of Suffrage Extensions. **British Journal of Political Science**, Cambridge University Press, Vol. 39 No. 2, pp. 291–321, 2009.
- SEN, A. **Development as Freedom**. OUP Oxford, 1999.
- SOLT, F. Measuring Income Inequality Across Countries and Over Time: The Standardized World Income Inequality Database. **Social Science Quarterly**, Vol. 101 No. 3, pp. 1183–1199, 2022.
- ROCHA, M. et al. Impacto de Desigualdades Amplas na Qualidade de Instituições Políticas Participativas: Algumas Evidências para um Painel de Países. *In: Encontro Nacional de Economia*, 49. **Anais Eletrônico**, 2021. Disponível em: < <https://en.anpec.org.br/previous-editions.php>>. Acesso em: 29 de jul de 2022.

UNITED NATIONS INTER-AGENCY GROUP FOR CHILD MORTALITY ESTIMATION (UN IGME). **Mortality rate under five**. UNICEF Global Database, 2022. Disponível em: < <http://data.unicef.org>>. Acesso em 5 de jun de 2022.

VOGT, M. et al. Integrating Data on Ethnicity, Geography, and Conflict: The Ethnic Power Relations Data Set Family. **Journal of Conflict Resolution** 59(7): 1327–42, 2021.

WIMMER, A. et al. Ethnic politics and armed conflict: A configurational analysis of a new global data set. **American sociological review**, v. 74, n. 2, p. 316-337, 2009.

WOOLDRIDGE, J. **Econometric analysis of cross section and panel data**. MIT press, 2010.

WORLD BANK DATA. Indicators. **The World Bank**, 2022. Disponível em: < <https://data.worldbank.org/indicator>> . Acesso em 23 de jun de 2022.