

Universidade de Brasília

Instituto de Psicologia

Programa de Pós Graduação em Psicologia Social, do Trabalho e das Organizações

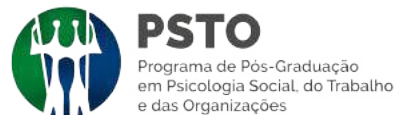
**Revoltados e Apáticos:**

**Efeitos da Justificação do Sistema e do Desamparo Aprendido em Protestos Políticos**

Cleno Couto de Mendonça Neto

Brasília

2022



Universidade de Brasília

Instituto de Psicologia

Programa de Pós Graduação em Psicologia Social, do Trabalho e das Organizações

**Revoltados e Apáticos:**

**Efeitos da Justificação do Sistema e do Desamparo Aprendido em Protestos Políticos**

Cleno Couto de Mendonça Neto

Dissertação de Mestrado apresentada ao  
Programa de Pós Graduação em Psicologia  
Social, do Trabalho e das Organizações como  
requisito à obtenção do grau de Mestre em  
Psicologia Social, do Trabalho e das  
Organizações.

Orientador: Prof. Dr. Ronaldo Pilati

Brasília

2022

**Revoltados e Apáticos:**

**Efeitos da Justificação do Sistema e do Desamparo Aprendido em Protestos Políticos**

Cleno Couto de Mendonça Neto

Dissertação de mestrado defendida e avaliada, em 25 de abril de 2022, pela banca

examinadora constituída por:

Prof. Dr. Ronaldo Pilati

Universidade de Brasília, Instituto de Psicologia

Presidente

Profa. Dra. Elaine Rabelo Neiva

Universidade de Brasília, Instituto de Psicologia

Membro Interno

Profa. Dra. Luana Elayne Cunha de Souza

Universidade de Fortaleza

Membro Externo

Prof. Dr. Jacob Arie Laros

Universidade de Brasília, Instituto de Psicologia

Membro Suplente

## **Agradecimentos**

Inicialmente, agradeço ao meu orientador, Ronaldo Pilati, e aos meus colegas do Laboratório de Psicologia Social (LAPSOCIAL) / Grupo de Estudos e Pesquisas em Psicologia Social (GEPS), os quais me apoiaram e auxiliaram em cada etapa desta dissertação e do curso. Agradeço também aos outros docentes, técnicos e colegas do Programa de Pós-Graduação em Psicologia Social, do Trabalho e das Organizações (PPG-PSTO). Assim como a meus familiares, amigos e namorado que me deram suporte emocional e motivacional quando eu não tinha mais.

Por fim, esta dissertação contou com o apoio do Instituto de Psicologia da Universidade de Brasília, do PPG-PSTO e da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES). Os recursos fornecidos por estas instituições foram imprescindíveis para que a proposta inicial de estudo pudesse ser operacionalizada. Para além disso, cabe agradecer às pessoas que contribuíram, por meio de sua participação, com as coletas de dados realizadas.

Enquanto a população geral estiver passiva, apática e distraída (...) então os que estão no poder podem fazer o que quiserem, e aqueles que sobreviverem estarão lá para contemplar o resultado.

Noam Chomsky

## Sumário

Resumo .....	9
Abstract.....	10
Revoltados e Apáticos: Efeitos da Justificação do Sistema e do Desamparo Aprendido em Protestos Políticos.....	11
Método .....	17
Participantes.....	17
Medidas .....	19
Procedimentos de Coleta e Análise dos Dados.....	25
Resultados.....	28
Discussão .....	33
Referências .....	41
Apêndice A — Procedimentos para Filtragem dos Itens de Checagem de Atenção .....	48
Apêndice B — Escalas de Comportamento Passado e Intenção em Ação Coletiva .....	49
Apêndice C — Escala de Motivações para Ação Coletiva e Análises Fatoriais .....	50
Apêndice D — Escala Geral de Justificação do Sistema .....	53
Apêndice E — Escala de Percepção de Justiça Social .....	54
Apêndice F — Adaptation of the Learned Helplessness Scale in Brazil.....	55
Apêndice G — Correlações entre Variáveis do Estudo .....	77

## Lista de Figuras

Modelo teórico das relações entre as variáveis propostas no estudo.....	17
Arte de divulgação do formulário online.....	26
Modelo Geral.....	29
Modelo Multigrupo.....	32

**Lista de Tabelas**

Características sociodemográficas dos participantes analisados (n = 962). .....	18
Quantidade de casos filtrados por cada parâmetro. ....	24
Índices de modificação para o Modelo Geral. ....	31



## Resumo

Os últimos anos têm sido marcados por inúmeros protestos no Brasil e no mundo. Contudo, protestos são apenas uma forma de mobilização política amplamente estudadas como ações coletivas. Essas ações são consequência, principalmente, da percepção de injustiça de um indivíduo ou de grupos. O presente estudo objetivou testar um modelo de ação coletiva que considere os fatores mantenedores da inação sob condições de injustiça percebida. Para isso baseamo-nos em modelos pré-existentes na literatura e em três variáveis de interesse: justificção do sistema, privação econômica e desamparo aprendido. Foram analisados os dados de 962 participantes, que responderam ao formulário online constituído de instrumentos para mensuração das variáveis de ação coletiva, motivações para ação coletiva, justificção do sistema, privação relativa, raiva, desamparo aprendido e sociodemográficos. O modelo foi testado por meio de Modelagem por Equações Estruturais, com exploração de modelo multigrupo, correlações e teste t. O modelo testado apresentou índices de ajuste adequados e corroborou as relações diretas e mediadas de justificção do sistema com ação coletiva e a relação mediada de desamparo aprendido com ação coletiva. Em específico, a justificção do sistema e o desamparo aprendido atuaram na diminuição da intenção em agir coletivamente. Contudo não foi identificada nenhuma associação entre privação econômica com as outras variáveis. Uma comparação de médias indicou que pessoas que sofreram privação econômica apresentaram maior intenção em agir coletivamente do que quem não sofreu. Esses e outros achados são discutidos.

*Palavras-chave:* movimentos sociais, participação política, sistemas político-econômicos, análise multivariada.

### Abstract

The last few years have been marked by numerous protests in Brazil and the world. However, protests are only one form of political mobilization widely studied as collective actions.

These actions are mainly a consequence of the perception of injustice by individuals or groups. The present study aimed to test a model of collective action that considers the factors maintaining inaction under conditions of perceived injustice. We based ourselves on pre-existing models in the literature and on three variables of interest: system justification, economic deprivation, and learned helplessness. We analyzed data from 962 participants, who responded to an online form consisting of instruments to measure the variables of collective action, motivations for collective action, justification of the system, relative deprivation, anger, learned helplessness, and sociodemographics. The model was tested using Structural Equation Modeling, with multi-group model exploration, correlations, and t-test. The model tested showed adequate fit indices and corroborated the direct and mediated relationships of system justification with collective action and the mediated relationship of learned helplessness with collective action. Specifically, system justification and learned helplessness acted to decrease the intention to act collectively. However, we did not identify any association between economic deprivation and the other variables. A comparison of means indicated that people who experienced economic deprivation had a higher intention to act collectively than those who did not. These and other findings are discussed.

*Keywords:* social movements, political participation, political economic systems, multivariate analysis.

## **Revoltados e Apáticos: Efeitos da Justificação do Sistema e do Desamparo Aprendido em Protestos Políticos**

No Brasil e no mundo, os últimos anos têm sido marcados por inúmeros protestos que encontraram seu ápice em 2019, apelidado pela Agência France-Presse (AFP, 2019) como ‘o ano de todos os protestos.’ Como ressalta a AFP (2019), isto é consequência de crises globais que vinham ocorrendo há um longo tempo. A exemplo, um relatório da Freedom House indica que 2021 marcou o 15º ano de deterioração das democracias em todo o mundo, assim como foi o ano em que esta teve sua maior margem, com aproximadamente 75% da população mundial residente em algum país que sofreu declínio (Repucci & Slipowitz, 2021). Ainda, Repucci e Slipowitz (2021) indicam que os protestos de 2019 sofreram com grande repressão em 2020, como previsto na reportagem da AFP (2019).

Socialmente caracterizados pelo movimento de ir para a rua, este é apenas um tipo de protesto político. A mobilização política também pode ser compreendida como ações coletivas, as quais englobam quaisquer ações de um indivíduo que represente seu grupo e objetivem melhorar as condições gerais desse grupo (van Zomeren et al., 2008; Wright et al., 1990), ou garantir a manutenção de seu status (Mikołajczak & Becker, 2019; Varaine, 2018). Cabe ressaltar que, em geral, pesquisas têm focado apenas o primeiro tipo de motivações para ação coletiva, os quais estão vinculados a ideologias progressistas (Jost et al., 2008; Mikołajczak & Becker, 2019).

Diversas áreas estudaram esse fenômeno buscando compreender o que leva as pessoas a agirem coletivamente. Na psicologia destacam-se os estudos relacionados a moralidade (e.g., Gloria Filho & Modesto, 2019; Moreira et al., 2018), a identidade social (e.g., van Zomeren et al., 2008; Jost et al., 2017), a justificação do sistema social (e.g., Jost et al., 2004, 2017) e a processos de radicalização vinculados ao estudo do terrorismo (e.g., McCauley &

Moskalenko, 2017; van den Bos, 2020). As variáveis que têm recebido especial destaque relacionam-se a percepção de injustiça (van den Bos, 2020), i.e., para a ocorrência de ações coletivas é necessário que o indivíduo perceba-se injustiçado e que tenha sentimentos negativos devido a tal percepção (Jost et al., 2017; van den Bos, 2020; van Zomeren et al., 2008). Contudo, não localizamos na literatura grande interesse na compreensão do que sustenta a inação quando há a presença da percepção de injustiça e de sentimentos negativos, com exceção dos estudos de justificação do sistema que se aproximam, mas não focam a inação (e.g., Jost et al., 2004, 2017; Osborne et al., 2019) e o estudo de Stroebe et al. (2019) que explora qualitativamente o papel da inação política. O presente estudo visou preencher essa lacuna e teve como objetivo testar um modelo de ação coletiva que considere fatores mantenedores da inação sob condições de injustiça percebida.

Para tal, baseamo-nos inicialmente no Modelo Integrativo à Ação Coletiva de Jost et al. (2017) que apresenta avanços com relação ao Modelo de Identidade Social para Ação Coletiva (van Zomeren et al., 2008). Nestes modelos, uma variável relevante para compreensão dos antecedentes da ação coletiva é a percepção de injustiça, já que critérios individuais para definição do que é justo/injusto afetam o quão injustiçada a pessoa se percebe, de forma que critérios objetivos não são tão eficazes (van Zomeren et al., 2008).

A sensação de injustiça ocorre devido a processos de comparação social com outras pessoas ou grupos significativos, teoria que foi denominada de privação relativa (van Zomeren et al., 2008). De acordo com esta, a percepção de que os processos foram justos é capaz de reduzir as reações negativas sobre resultados desfavoráveis a um grupo ou indivíduo, mas alguns (e.g., grupos conservadores) podem perceber uma distribuição desigual de recursos como justa, enquanto outros (e.g., grupos progressistas) a percebem como injusta (Jost et al., 2008; Mikołajczak & Becker, 2019; van Zomeren et al., 2008), por vezes

contrariando os interesses de seu grupo social (Jost et al., 2017).

Van Zomeren et al. (2008) também indicam que o papel da privação relativa nas ações coletivas não é direto, mas sim mediado por fatores afetivos e emocionais. O que tem sido corroborado nos estudos sobre comportamentos políticos (e.g., Jost et al., 2017; Smith & Ortiz, 2002). Ademais, tais emoções podem ser direcionadas para diferentes atores políticos, como indivíduos, grupos ou mesmo o sistema (Solak et al., 2012). Dentre as emoções capazes de afetar a mobilização política, a raiva relaciona-se com a privação relativa e leva a um aumento da ação coletiva devido a sua capacidade de invocar reações rápidas (Berkowitz, 1989; Jost et al., 2017; van Zomeren et al., 2004, 2008). Outras emoções, apesar de afetarem a ação coletiva (e.g., Eibach et al., 2015; Jost et al., 2017; Osborne et al., 2012), não aparentam relacionar-se a privação relativa e, portanto, fogem ao escopo dessa dissertação.

Em vista disso, três variáveis foram propostas para explicar a inação nestas condições: a justificação do sistema, já inclusa no modelo de Jost et al. (2017); a privação econômica, baseada nos achados de Varaine (2008); e, o desamparo aprendido, cujas relações com a ação coletiva têm sido identificadas como diretas (e.g., Landry et al., 2018) e indiretas, por meio de suas consequências (e.g., Stroebe et al., 2019).

A teoria da justificação do sistema foi desenvolvida buscando compreender porque as pessoas, muitas vezes, agem de forma contrária aos seus interesses grupais e pessoais (Jost et al., 2004), considerando arranjos sociais predominantes (i.e., sistemas sociais, econômicos e políticos) como justos, legítimos e justificados (Jost & Banaji, 1994; Jost et al., 2004, 2017; Kay & Jost, 2003). Enquanto essa teoria se aproxima da crença no mundo justo, suas distinções pautam-se em que a justificação do sistema não envolve a necessidade pessoal de controle, ou desejo, de que a justiça seja feita (Kay & Jost, 2003). Ao contrário, ela constitui uma rejeição social, cognitiva e motivacional das alternativas ao sistema (Jost et al., 2004).

Para a ação coletiva, sua consequência é a derrocada de ações por mudanças sociais (i.e., contra o sistema) e o aumento de ações pela manutenção do status quo, das tradições hierárquicas e das instituições existentes (i.e., a favor do sistema). Ainda, segundo Jost et al. (2008, 2017), o sistema representa, atualmente, ideologias mais conservadoras. Dessa forma, a justificação do sistema prediz a ação coletiva direta e indiretamente, por meio da mediação de privação relativa e raiva (Jost et al., 2017; Osborne et al., 2019).

Cabe destacar que, com a inclusão da justificação do sistema, Jost et al. (2017) argumentam que grupos com alto status social e com baixo status social apresentam relações distintas quanto a magnitude e sentido para as variáveis propostas em seu modelo, o que influencia no tipo de protesto que seria realizado, favorável ou contrário ao sistema. Tais hipóteses foram testadas e parcialmente corroboradas por Osborne et al. (2019) e apesar da relevância de verificar como os diferentes grupos sociais irão agir coletivamente, isto exigiria a filtragem por um tema social específico para classificação de tais grupos, o que não é o escopo da presente dissertação, pois avaliamos relações mais gerais.

Ainda assim, exploramos o agrupamento dos participantes com base em suas motivações individuais para agir coletivamente de forma favorável ou contrária ao sistema. Espera-se, com isso, que a hipótese da assimetria grupal defendida por Jost et al. (2001, 2017) e observada por Osborne et al. (2019) seja corroborada para essa forma de agrupamento. Tal hipótese indica que o sentido e a magnitude das relações entre as variáveis irão variar de forma desigual entre os grupos.

A segunda variável proposta para compreender os processos de inação frente a injustiça percebida é a privação econômica, baseada na privação econômica coletiva de Varaine (2018). Segundo o autor, essa é caracterizada como o nível absoluto e relativo de riquezas e de desigualdade de determinada sociedade mensurados a longo prazo (i.e., 10

anos), o qual afeta a tendência das ações coletivas na mesma sociedade, de forma que períodos de longa privação econômica aumentam as ações coletivas favoráveis ao sistema, enquanto reduz ações coletivas contrárias ao sistema, e vice-versa (Varaine, 2018). Sendo esta uma variável de nível macro (viz. social), para utilização no presente estudo foi necessário adapta-la ao nível micro (viz. individual), trabalhando com a renda média dos participantes ao longo dos 10 anos como uma medida objetiva de privação.

Por fim, Landry et al. (2018) destacam o papel do desamparo aprendido na mediação de preocupações ambientais e comportamentos coletivos pró-ambientais, o qual pode ser traduzido para o contexto político mais amplo. O desamparo aprendido refere-se a expectativa individual de incontrolabilidade, ou seja, a crença de um indivíduo de que seus comportamentos não terão influência nas consequências (Maier & Seligman, 1976; Miller III & Norman, 1979). Tal crença ocorre devido a um processo de aprendizagem que leva a ocorrência de deficits comportamentais, cognitivos e emocionais (Maier & Seligman, 1976).

Abramson et al. (1978) propõem três dimensões atributivas que seriam necessárias para garantir a aprendizagem da expectativa de incontrolabilidade nos seres humanos, sendo elas: (i) locus de controle, ou seja, se o indivíduo atribui a causalidade das contingências a fatores externos ou internos; (ii) especificidade, se o desamparo é generalizado para diversas situações ou se restringe a situação específica que gerou o mesmo; e (iii) estabilidade, que é a duração do desamparo ao longo do tempo, onde atribuições mais estáveis tendem a perdurar, enquanto atribuições mais instáveis não. De tal forma que uma pessoa só aprenderia o desamparo quando “explica sua incapacidade de controlar eventos importantes ao justificar isso com causas internas (‘Sou eu!’), globais ou gerais (‘Vai afetar tudo o que faço’) e estáveis (‘Vai durar pra sempre!’)” (McKean, 1994, pp. 177-178).

Ainda, como as consequências do desamparo aprendido apresentam-se de forma

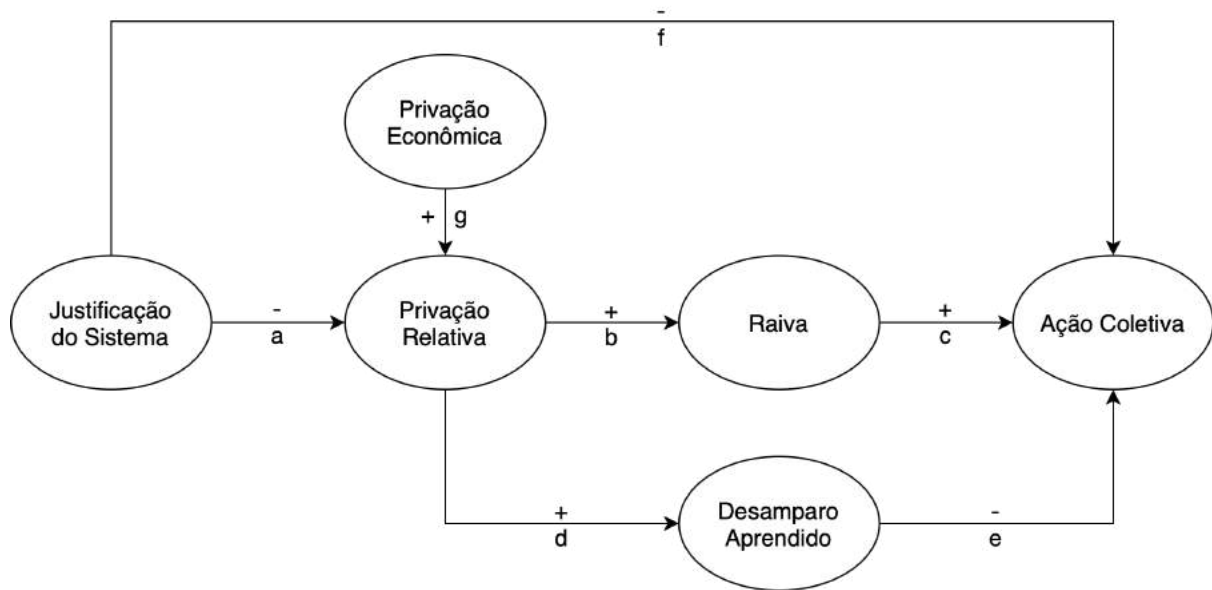
comportamental (i.e., desistência, passividade e procrastinação), cognitiva (i.e., redução da capacidade de solução de problemas, frustração e baixa autoestima) e afetiva (i.e., medo, disforia e depressão) (Maier & Seligman, 1976; McKean, 1994), pode se pressupor que este: (a) media a relação entre privação relativa e ação coletiva, já que a estabilidade da privação poderia levar a processos de aprendizagem do desamparo que, por sua vez, tem consequências na tomada de ações; e, (b) prediria negativamente a ação coletiva (i.e., levando a maior inação).

O presente estudo teve como objetivo testar um modelo de ação coletiva que considere fatores mantenedores da inação sob condições de injustiça percebida. Os objetivos secundários foram: (a) avaliar o efeito da privação econômica e do desamparo aprendido na ação coletiva por meio das relações com outras variáveis componentes do Modelo Integrativo à Ação Coletiva de Jost et al. (2017); (b) testar a adequação empírica do modelo; e, (c) explorar as relações das motivações individuais com a ação coletiva. Assim, postula-se como hipóteses de pesquisa que: (H<sub>1</sub>) a justificção do sistema irá reduzir a ação coletiva de forma direta; (H<sub>2</sub>) a justificção do sistema irá, de forma mediada por meio da privação relativa e da raiva, reduzir a ação coletiva; (H<sub>3</sub>) a privação econômica irá predizer positivamente a privação relativa; e (H<sub>4</sub>) o desamparo aprendido irá mediar a relação entre privação relativa e ação coletiva, reduzindo a última. Por fim, buscamos explorar as variações nas relações entre as variáveis do modelo quando em contexto multigrupo, de forma que é esperado que os grupos favoráveis e contrários ao sistema, em específico, apresentariam variação no sentido e na magnitude das relações de predição da ação coletiva (i.e., a justificção do sistema, a raiva e o desamparo aprendido). Tais relações foram sumariadas na Figura 1.

## **Figura 1**



*Modelo teórico das relações entre as variáveis propostas no estudo.*



*Nota.* As letras simbolizam os caminhos das relações entre as variáveis e os sinais indicam o sentido esperado para essas.

## Método

### Participantes

Previamente a coleta dos dados, foi realizada uma análise de poder considerando o *Root Mean Square Error* (RMSEA) do modelo e utilizando o pacote *semPower*, versão 1.2.0 (Moshagen & Erdfelder, 2016), para R. Considerando a complexidade do modelo inicial e buscando um tamanho amostral que detecte efeitos menores, foi utilizado para o cálculo um RMSEA de 0,01, com alfa de 0,05, poder de 0,80 e graus de liberdade calculados em 1475, o que indicou uma amostra mínima de 954 participantes. Esta análise inicial não havia contemplado a possibilidade de uma análise multigrupo, portanto análises de poder a posteriori também foram realizadas e relatadas.

Neste Estudo obtivemos uma amostra de 1092 participantes, o que corresponde a uma taxa de desistência de 47,27% dentre os que iniciaram a resposta do formulário ( $N = 2071$ ).

Outros 130 participantes foram eliminados durante o processo de análise dos dados devido a falhas na marcação dos dois itens de checagem de atenção ( $n = 129$ ) e a problemas de codificação que impossibilitaram a extração de informações para composição da medida de privação econômica ( $n = 1$ ). Para os itens de checagem de atenção aceitou-se todas as respostas que tivessem valor dentro da margem de 10% do valor solicitado no item (conforme Apêndice A).

A amostra considerada para análise ( $n = 962$ ) foi superior a especificada pela análise de poder a priori e bastante diversificada, conforme pode ser observado na Tabela 1. A idade média dos participantes foi de 43 anos ( $DP = 14,56$ ), sendo o mais novo de 17 anos e o mais velho de 79 anos. Ademais, a principal variável sociodemográfica, entre as coletadas, corresponde a orientação política que é necessária para que o estudo apresente um panorama político diversificado, tendo sido: 176 participantes com orientação política de extrema esquerda (18,30%); 245 participantes com orientação política de esquerda (25,47%); 200 participantes com orientação política de centro (20,79%); 190 participantes com orientação política de direita (19,75%); 141 participantes com orientação política de extrema direita (14,66%); e, 10 participantes que não indicaram sua orientação política (1,04%).

### **Tabela 1**

*Características sociodemográficas dos participantes analisados ( $n = 962$ ).*

<b>Variável</b>	<b>Frequência<sup>a</sup></b>	<b>Porcentagem<sup>a</sup></b>
<b>Sexo Biológico</b>		
Homem	513	53,33%
Mulher	447	46,47%
Intersexo	2	0,21%
<b>Gênero</b>		
Masculino	508	52,81%

Variável	Frequência <sup>a</sup>	Porcentagem <sup>a</sup>
Feminino	436	45,32%
Não binário	9	0,94%
<b>Orientação Sexual</b>		
Heterossexual	816	84,82%
Homossexual	61	6,34%
Bissexual	71	7,38%
Assexual	3	0,31%
Pansexual	3	0,31%
<b>Cor ou Raça</b>		
Branco	654	67,98%
Preto	56	5,82%
Pardo	237	24,64%
Amarelo	7	0,73%
Indígena	8	0,83%
<b>Região</b>		
Norte	41	4,26%
Nordeste	89	9,25%
Centro Oeste	167	17,36%
Sudeste	290	30,15%
Sul	375	38,98%
<b>Nível de Escolaridade<sup>b</sup></b>		
Fundamental	12	1,25%
Médio	271	28,17%
Superior	331	34,41%
Especialização	231	24,01%
Mestrado	79	8,21%
Doutorado	38	3,95%

*Nota.* a = as somas das categorias podem não totalizar 962 ou 100%, pois alguns participantes optaram por não responder; b = apenas considerando nível concluído.

## Medidas

Todos os instrumentos aqui utilizados foram coletados por meio de *slider* variando de

0 a 100 com âncoras nos extremos. Devido a esse formato de coleta optamos por considerar os dados como métricos. Apesar de discussões na literatura sobre este tratamento aos dados, há respaldo de que escalas acima de 7 pontos podem ser assim analisadas (Norman, 2010; Zumbo & Zimmerman, 1993). Dessa forma, análises fatoriais confirmatórias (AFC) foram geradas para cada instrumento utilizando o pacote *lavaan*, v. 0.6-9 (Rosseel, 2012), para R e o método de estimação de Máxima Verossimilhança com erros padrão robustos e estatística de teste escalada de Satorra-Bentler (Savalei & Rosseel, 2021).

A critério de demonstrar a adequação das medidas foram relatados: (i) os índices de ajuste, *Comparative Fit Index* (CFI) e *Tucker-Lewis Index* (TLI) que deveriam ser maiores de 0,90, ou preferencialmente de 0,95 e o *Root Mean Squared Error of Approximation* (RMSEA) que deveria ser inferior a 0,08 com intervalo de confiança superior abaixo de 0,10; (ii) a média e variação das cargas fatoriais padronizadas, que deveriam ser superiores a 0,30 (Brown, 2006); e, (iii) os índices de confiabilidade de Alfa de Cronbach, Ômega de McDonald e Confiabilidade Composta.

Como o método de análise proposto, i.e., Modelagem por Equações Estruturais (MEE), tende a ser afetado pela quantidade de resíduo gerado por escalas com muitos itens, foi realizada uma redução do número de itens das escalas que continham mais de oito itens. Como critério para o refinamento optou-se por uma abordagem restritiva em que foram avaliadas as cargas fatoriais dos itens, sendo retirados aqueles com valores abaixo de 0,60, e índices de modificação altos das escalas, com diferença de qui-quadrado ( $\chi^2$ ) maior que 50. Após a remoção dos itens outra AFC foi realizada e os critérios de adequação do instrumento foram descritos.

### ***Ação Coletiva***

A variável critério do estudo é a ação coletiva, mensurada por instrumentos de auto-

relato para que o participante avaliasse comportamentos passados e intenção futura em protestar (ver Apêndice B). Coletou-se dados sobre estas duas formas considerando a dificuldade em mensurar diretamente o comportamento de protesto (Jost et al., 2011; van Zomeren et al., 2008) e a interferência sofrida por medidas mais diretas de comportamento devido a fatores aleatórios ou sistemáticos (van Zomeren et al., 2008). Ambos os instrumentos foram baseados no estudo de Jost et al. (2011) e cada medida constou de seis itens (que podem ser consultados no Apêndice B). A medida de intenção em agir coletivamente apresentou índices de ajuste ( $CFI = 0,99$ ;  $TLI = 0,98$ ;  $RMSEA = 0,06$  [0,03; 0,08]) e de confiabilidade ( $\alpha = 0,82$ ;  $\omega = 0,83$ ;  $CC = 0,83$ ) adequados e média das cargas fatoriais padronizadas de 0,67 (a menor de 0,46 e a maior de 0,79). A medida de comportamento passado em ação coletiva também apresentou índices de ajuste ( $CFI = 0,99$ ;  $TLI = 0,98$ ;  $RMSEA = 0,05$  [0,03; 0,07]) e de confiabilidade ( $\alpha = 0,81$ ;  $\omega = 0,82$ ;  $CC = 0,82$ ) adequados e média das cargas fatoriais padronizadas de 0,65 (a menor de 0,41 e a maior de 0,78).

Apesar do modelo de Jost et al. (2017) apresentar uma divisão entre protestos que são favoráveis ou contrários ao sistema, não identificamos qualquer iniciativa de mensuração destes tipos de protestos, exceto por manipulações experimentais. Portanto, propôs-se aqui uma medida de motivações para ação coletiva composta por oito itens (disponível no Apêndice C), sendo quatro indicadores de motivações favoráveis ao sistema e quatro indicadores de motivações contrárias ao sistema.

Para garantir a possibilidade de uso desta medida, a amostra foi separada em duas sub-amostras. Nesta etapa foram realizadas análise fatorial exploratória (AFE), por meio do software FACTOR v. 11.05.01 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017), e confirmatória (AFC), por meio do pacote *lavaan* v. 0.6-9 (Rosseel, 2012) para R. Foram utilizados dois métodos para

determinar a quantidade de fatores a serem extraídos, i.e., o método de Análise Paralela Otimizada (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) e o método Hull com CFI Robusto (Lorenzo-Seva et al., 2011), ambos indicando a extração de dois fatores. A AFE indicou carga cruzada para dois itens e a AFC indicou índices de modificação ( $M_{\chi^2 dif} = 67,41$ ) para os mesmos, sugerindo também que sua carga seja cruzada. Esses itens (viz. 4 e 5) foram retirados do instrumento. Uma nova AFC foi realizada e apresentou melhora com relação a anterior. Abaixo estão apresentados os resultados de uma AFC considerando toda a amostra, indicando a adequação do instrumento no presente estudo: os índices de ajuste foram adequados para CFI (0,95) e TLI (0,91) e o índice de resíduo foi alto considerando o RMSEA (0,11 [0,08; 0,14]); para o fator de motivações favoráveis ao sistema, a carga fatorial padronizada média foi de 0,78 (sendo a menor de 0,66 e a maior de 0,89) e os índices de confiabilidade foram adequados ( $\alpha = 0,81$ ;  $\omega = 0,81$ ;  $CC = 0,82$ ); já para o fator de motivações contrárias ao sistema, a carga fatorial padronizada média foi de 0,74 (sendo a menor de 0,63 e a maior de 0,86) e os índices de confiabilidade foram adequados ( $\alpha = 0,81$ ;  $\omega = 0,81$ ;  $CC = 0,79$ ). Para mais detalhes sobre estas análises consultar o Apêndice C.

**Justificação do Sistema.** A Escala Geral de Justificação do Sistema (Kay & Jost, 2003) foi utilizada para mensurar aspectos situacionais das percepções dos participantes sobre a justiça, legitimidade e justificabilidade do sistema social predominante. A versão utilizada nesse estudo consiste de uma adaptação ainda em desenvolvimento constando inicialmente de 12 itens (ver Apêndice D), contudo a AFC apontou para remoção dos itens 2 a 5, 8 e 11 da escala. Os itens removidos também apresentaram cargas fatoriais mais baixas no estudo de adaptação em que se baseia a versão aqui utilizada (entre 0,33 e 0,47) e o item 8 afetava significativamente o ajuste do modelo ( $\chi^2_{dif} = 438,63$ ). Com relação a seus conteúdos,

os itens 3, 8 e 11 eram invertidos e os últimos apresentavam afirmativas semelhantes aos itens 9 e 12, respectivamente. Com a redução de itens esta medida apresentou índices de ajuste ( $CFI = 0,98$ ;  $TLI = 0,97$ ;  $RMSEA = 0,09$  [0,07; 0,11]) e índices de confiabilidade ( $\alpha = 0,90$ ;  $\omega = 0,90$ ;  $CC = 0,90$ ) adequados e carga fatorial padronizada média de 0,77 (sendo a menor de 0,60 e a maior de 0,87).

**Privação Relativa.** Para determinar a forma como as pessoas percebem o uso governamental da justiça distributiva e processual em níveis individuais e grupais, foi utilizada a Escala de Percepção de Justiça Social proposta por Klandermans et al. (2008) e adaptada para o contexto brasileiro por Moreira et al. (2018). Essa versão possui 8 itens (conforme Apêndice E) e apresentou índice de confiabilidade alto em sua adaptação ( $\alpha = 0,92$ ). Os itens da escala precisaram ser invertidos para que o escore final indique privação relativa. No presente estudo essa medida apresentou índices de ajuste adequados, com exceção do RMSEA que esteve acima do valor de corte ( $CFI = 0,96$ ;  $TLI = 0,94$ ;  $RMSEA = 0,16$  [0,13; 0,18]), carga fatorial padronizada média de 0,90 (sendo a menor de 0,73 e a maior de 0,97) e índices de confiabilidade também adequados ( $\alpha = 0,97$ ;  $\omega = 0,97$ ;  $CC = 0,97$ ).

**Raiva.** Para mensurar a raiva foram utilizados quatro afetos relacionados a hostilidade e raiva (i.e., hostil, irritável, nervoso e chateado) da Escala de Afetos Positivos e Negativos (Watson et al., 1988; Carvalho et al., 2013) com o objetivo de avaliar os aspectos afetivos da injustiça. A medida apresentou índices de ajuste bons para CFI (0,99) e TLI (0,97) e fraco para o RMSEA (0,11 [0,07; 0,15]), carga fatorial padronizada média de 0,79 (sendo a menor de 0,66 e a maior de 0,93) e índices de confiabilidade altos ( $\alpha = 0,87$ ;  $\omega = 0,88$ ;  $CC = 0,87$ ).

**Desamparo Aprendido.** A Escala de Desamparo Aprendido (Quinless & Nelson, 1988) foi utilizada para mensurar estados de desamparo aprendido. Essa medida foi adaptada para o contexto brasileiro por Couto e Pilati (no prelo; incluído no Apêndice F), no qual

apresentou evidências de validade para uma estrutura unidimensional. O presente Estudo utilizou uma versão reduzida do instrumento, assim a medida foi composta por 6 itens (tendo sido retirados os itens 1, 4, 6 a 8, 10 a 12, 14 e 16 a 18) e apresentou índice de ajuste ( $CFI = 0,97$ ;  $TLI = 0,95$ ;  $RMSEA = 0,08 [0,06; 0,10]$ ) e índices de confiabilidade ( $\alpha = 0,84$ ;  $\omega = 0,84$ ;  $CC = 0,84$ ) adequados, além de carga fatorial padronizada média de 0,68 (sendo a menor de 0,52 e a maior de 0,76).

### ***Privação Econômica***

Por fim, a medida de privação econômica, considerada um critério objetivo de privação, foi calculada a partir das rendas prováveis dos participantes em 2020 e 2010, período que é indicado por Varaine (2018) como adequado para que efeitos a longo prazo sejam propriamente observados. As rendas estimadas foram extraídas a partir do cruzamento de dados sociodemográficos informados pelos participantes com dados do IBGE, utilizando para a renda de 2010 o Censo Demográfico e para a renda de 2020 a Pesquisa Nacional a Domicílios Contínua (PNAD-C). Os dados sociodemográficos utilizados para se estimar a renda dos participantes a partir dos dados do IBGE foram, na seguinte ordem: (i) região de residência (cidade e estado), com base no CEP (Código de Endereçamento Postal) ou informação disponibilizada pela plataforma EFS<sup>1</sup>; sexo biológico; cor ou raça; educação; e, trabalho. Alguns casos não puderam ser filtrados por todos os parâmetros, informação que está detalhada na Tabela 2.

## **Tabela 2**

*Quantidade de casos filtrados por cada parâmetro.*

---

<sup>1</sup> EFS é uma plataforma online de coleta de *surveys*. Ela fornece o endereço IP do equipamento que foi utilizado para responder a pesquisa. Os endereços IPs podem ser utilizados para a identificação geográfica, com uma acurácia inferior a outros indicadores, como o CEP. Na ausência de outras informações optou-se por utilizar a estimativa por endereço IP, de forma a minimizar a perda de participantes nesta análise.



<b>Parâmetros</b>	<b>Casos para os Dados de 2010</b>	<b>Casos para os Dados de 2020</b>
Residência <sup>1</sup>	2	0
Residência e sexo	0	2
Residência, sexo e cor (ou raça)	5	0
Residência, sexo, cor (ou raça) e educação	174	6
Todos os parâmetros	781	954

*Nota.* 1 = o local de residência foi baseado nos CEPs ou nas regiões baseada no IP dos participantes.

As rendas prováveis foram extraídas dos dados do IBGE para todos os participantes, a renda média de 2020 foi atualizada para considerar a variação no salário mínimo (i.e., subtraída pela variação de R\$535,00) e em seguida a diferença entre a renda de 2020 atualizada e de 2010 foi calculada, de forma a indicar um aumento, ou redução, da mesma ao longo dos anos. Essa diferença foi, por fim, invertida para que indicasse a privação econômica, de forma que valores negativos indicam que o participante não sofreu privação econômica, enquanto valores positivos indicam que o participante sofreu privação econômica nos últimos 10 anos.

A privação econômica dos participantes variou de -11.547,28 a 20.024,50, tendo apresentado uma média de -1.191,06 ( $DP = 2.381,08$ ) e uma mediana de -849,07. Com base nisso, constatou-se que apenas 247 participantes foram classificados como tendo sofrido privação econômica.

### **Procedimentos de Coleta e Análise dos Dados**

Um formulário online, construído no EFS, foi divulgado entre julho e setembro de 2021 (o que corresponde ao meio-fim do segundo ano da pandemia do Coronavírus) para

participação na pesquisa por meio de anúncios pagos no Facebook e Instagram. Uma pré-testagem foi realizada para verificar a arte que atrairia mais participações. Ao final a divulgação utilizou-se do banner da Figura 2. O formulário constou dos instrumentos acima descritos, além de texto explicativo do objetivo do estudo, de sua voluntariedade e dados de identificação e contato da instituição e dos pesquisadores envolvidos. Uma estratégia de premiação foi utilizada para atrair os participantes, consistindo de dois vale-presentes no valor de R\$100,00. Os participantes levaram, em média, 15,77 minutos ( $DP = 16,59$ ) para concluir a resposta ao formulário.

## Figura 2

*Arte de divulgação do formulário online.*



Para as análises foi realizada Modelagem por Equações Estruturais (MEE), na qual os modelos de mensuração e estruturais foram testados em conjunto, por meio dos pacotes

*lavaan* (v. 0.6-9; Rosseel, 2012) e *semTools* (v. 0.5-5; Jorgensen et al., 2018) para R. Para tais modelos foram relatados: (a) os índices de ajuste (i.e., CFI, TLI e RMSEA, conforme parâmetros anteriormente descritos) e de modificação (com base na diferença do qui-quadrado acima de 50, que tenha justificativa teórica); (b) os coeficientes padronizados, os testes de efeitos diretos e indiretos e intervalos de confiança em 95% das relações estimadas; e, (c) o poder alcançado pela análise considerando o RMSEA, por meio do pacote *semPower* (v. 1.2.0; Moshagen & Erafelder, 2016) para R.

De forma a analisar o modelo multigrupo, os escores dos fatores da Escala de Motivações para Ação Coletiva (Apêndice C) foram calculados por meio do método de Bartlett a partir da AFC desta escala. Para o agrupamento tomou-se como critério o percentil 60 nos fatores, o que resultou na identificação de quatro grupos: (i) aqueles que apresentaram motivações favoráveis ao sistema ( $n = 266$ ), i.e., tiveram escore superior ou igual ao percentil 60 apenas no fator Motivações Favoráveis ao Sistema; (ii) aqueles que apresentaram motivações contrárias ao sistema ( $n = 266$ ), i.e., tiveram escore superior ou igual ao percentil 60 apenas no fator Motivações Contrárias ao Sistema; (iii) aqueles que não apresentaram escore superior ao percentil 60 em nenhum dos fatores ( $n = 311$ ), viz., sem motivação política; e, (iv) aqueles que apresentaram escore superior ou igual ao percentil 60 em ambos os fatores ( $n = 119$ ), viz., motivados a favor e contra o sistema. Destaca-se que esse critério objetivou tornar os grupos o mais homogêneos possível.

Por fim, as correlações de Pearson entre as variáveis foram exploradas para garantir a ausência de alta colinearidade nos modelos. Tais correlações foram computadas por meio do pacote *psych* (v. 2.1.9; Revelle, n.d.) que permite o cálculo de correlações, assim como seus intervalos de confiança, para variáveis compostas e observadas.

Também foi realizado um teste-t robusto por meio do pacote *WRS2* (v. 1.1; Mair &

Wilcox, 2020) para analisar a diferença da ação coletiva e da privação relativa para os participantes que vivenciaram, ou não, privação econômica. Segundo Mair e Wilcox (2020), o teste-t robusto utiliza as médias cortadas e permite a presença de heteroscedasticidade, enquanto a medida de tamanho de efeito ( $\zeta$ ) não exige variâncias iguais e pode ser interpretada de forma que: 0,10 corresponde a um tamanho de efeito pequeno; 0,30 corresponde a um tamanho de efeito médio; e, 0,50 corresponde a um tamanho de efeito forte. Para isso o escore de ação coletiva foi calculado por meio do método de Bartlett a partir da AFC da escala.

### **Resultados**

Inicialmente, exploramos as relações entre as medidas por meio das correlações de Pearson (apresentadas no Apêndice G). Observou-se uma alta correlação entre as medidas de intenção e comportamento passado em ação coletiva,  $r = 0,85$  [0,82; 0,87],  $p < 0,001$ , o que sugere que não houve distinção entre tais dimensões. A inclusão de ambas levaria a problemas de multicolinearidade no modelo e a medida de intenção é mais próxima do instrumento de Jost et al. (2011), portanto a medida de comportamento passado foi retirada das análises. Assim, as análises aqui relatadas utilizaram apenas a medida de intenção em agir coletivamente.

Identificamos também que a variável de privação econômica não apresentou correlações substanciais com nenhuma outra variável, em especial com a privação relativa,  $r = 0,02$  [-0,04; 0,08],  $p = 0,57$ , ao contrário do proposto no modelo pictórico (ver Figura 1) e refutando uma das hipóteses de pesquisa ( $H_3$ ). Apesar dessa ausência de relação, buscamos explorar se havia diferença na intenção em agir coletivamente entre quem sofreu alguma privação econômica nos últimos 10 anos e quem não sofreu. O teste t robusto de Mair e Wilcox (2020) indicou que os participantes que sofreram privação econômica apresentaram

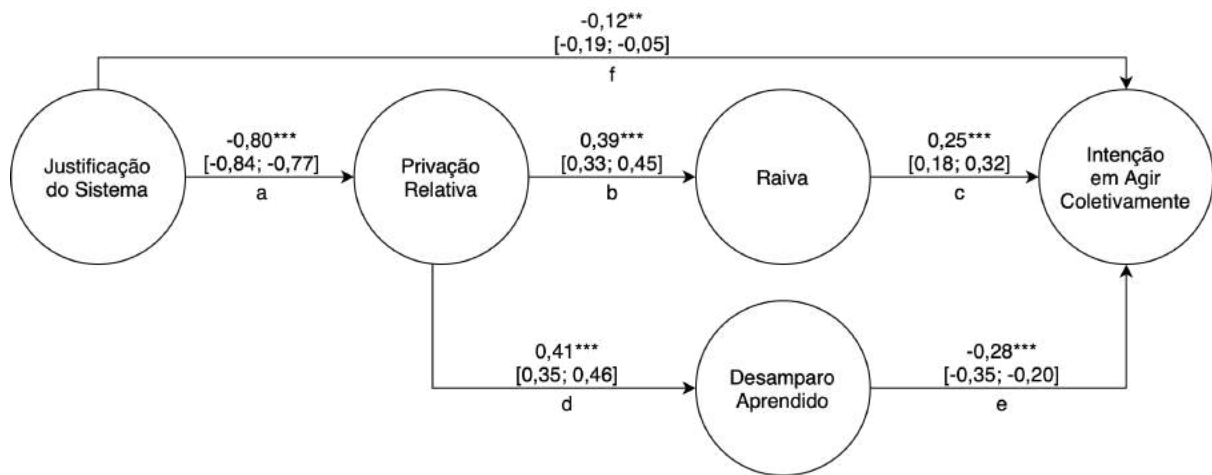
maior intenção em agir coletivamente ( $M = 4,65$ ;  $DP = 20,08$ ) do que os participantes que não sofreram privação econômica ( $M = 1,28$ ;  $DP = 20,59$ ),  $t = 2,22$ ,  $p = 0,02$ , mesmo que o tamanho de efeito para esta diferença seja pequeno,  $\zeta = 0,12$  [0,04; 0,19]. Além disso, exploramos mais diretamente se haveriam diferenças entre privação relativa e privação econômica, contudo o teste t robusto não indicou diferenças na privação relativa entre os grupos,  $t = 1,24$ ,  $p = 0,20$  e o tamanho de efeito foi muito pequeno  $\zeta = 0,07$  [0,00; 0,15], possivelmente sendo inexistente.

Em seguida prosseguimos para a MEE, por meio da qual dois modelos foram estimados. O Modelo Geral buscou analisar as relações entre as variáveis e testar as hipóteses  $H_1$ ,  $H_2$  e  $H_4$  de pesquisa e o Modelo Multigrupo explorou as variações nas relações entre as variáveis com base no agrupamento dos participantes pelas motivações individuais para ação coletiva.

O Modelo Geral está representado na Figura 3 com a supressão do modelo de mensuração para fins de simplicidade. De forma geral, o modelo foi capaz de explicar os dados coletados, tendo apresentado índices de ajuste adequados e poder maior que 0,99 com base no RMSEA.

### **Figura 3**

*Modelo Geral.*



Nota. As estatísticas representam coeficientes padronizados ( $\beta$ ).  $\chi^2(428) = 1746,17$ ,  $CFI = 0,93$ ,  $TLI = 0,92$ ,  $RMSEA = 0,06$  [0,06; 0,07].

\*\*  $p < 0,01$ . \*\*\*  $p < 0,001$ .

As relações encontradas no modelo corroboram as hipóteses 1 e 2, de forma que a justificação do sistema leva a uma redução nas intenções em agir coletivamente de forma direta ( $\beta_f = -0,12$ ,  $p = 0,002$ ), assim como por meio da mediação ( $\beta_{abc} = -0,08$ ,  $p < 0,001$ ). Conforme proposto teoricamente, a justificação do sistema irá reduzir a privação relativa (Figura 3, caminho 'a') e esta irá levar a um aumento da raiva (Figura 3, caminho 'b') que tem como consequência maiores intenções em agir coletivamente (Figura 3, caminho 'c'). Contudo, o efeito indireto da mediação é de uma redução nas intenções à ação coletiva.

Ademais, a hipótese 4 também foi corroborada pelo modelo, tendo sido identificada a mediação completa das intenções em agir coletivamente com desamparo aprendido ( $\beta_{de} = -0,11$ ,  $p < 0,001$ ). Da mesma forma, a privação relativa prediz um aumento do desamparo aprendido (Figura 3, caminho 'd'), enquanto este leva a uma redução das intenções em agir coletivamente (Figura 3, caminho 'e').

Por fim, de forma a garantir que não houvesse um modelo melhor para explicação dos

dados, avaliamos os índices de modificação entre as variáveis (ver Tabela 3). Todos os índices referiram-se ao desamparo aprendido, com dois deles sugerindo que este seja correlacionado a privação relativa e três deles sugerindo que seja correlacionado a justificação do sistema. Contudo, devido a adequação dos índices de ajuste do Modelo Geral e a relação entre justificação do sistema e desamparo aprendido não envolver a condição de privação relativa, não foi estimado um novo modelo com as modificações sugeridas.

**Tabela 3**

*Índices de modificação para o Modelo Geral.*

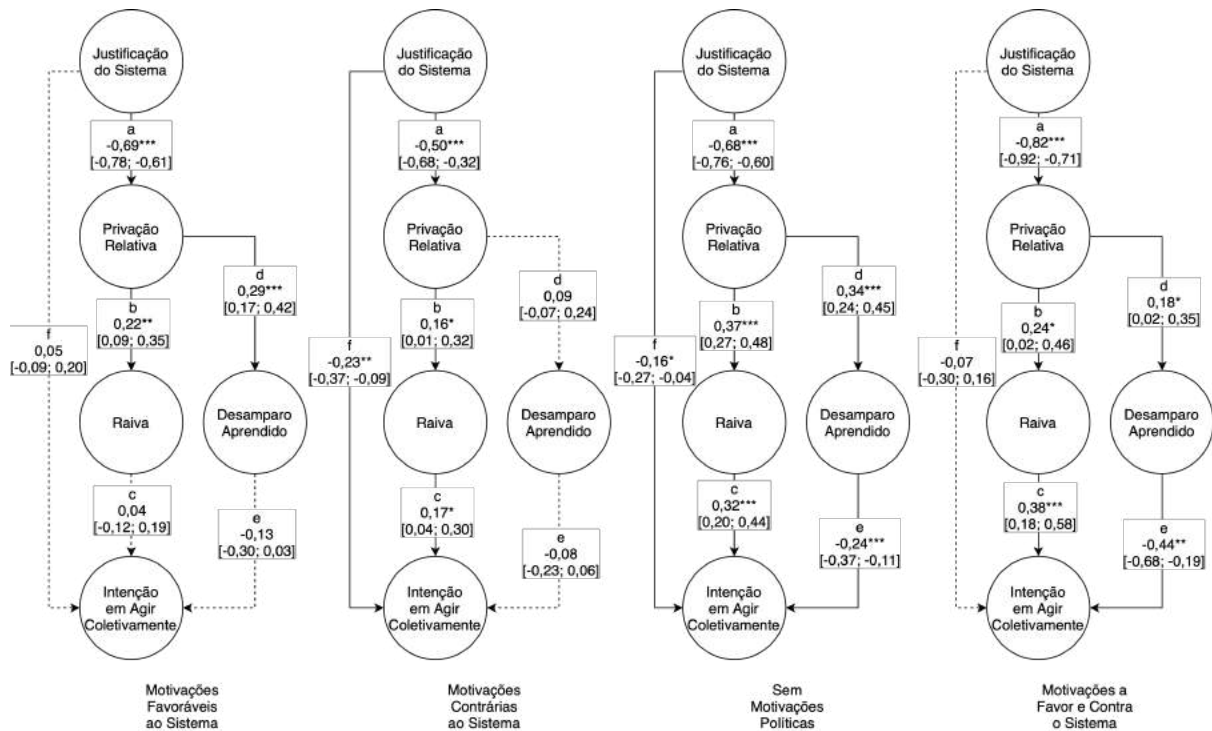
<b>Relação</b>	$\chi^2_{dif}$
Desamparo aprendido → Privação relativa	50,60
Desamparo aprendido ↔ Privação relativa	50,59
Justificação do sistema → Desamparo aprendido	50,59
Justificação do sistema ↔ Desamparo aprendido	50,59
Desamparo aprendido → Justificação do sistema	50,55

*Nota.* Apenas índices de modificação entre variáveis latentes e acima de 50 foram considerados.

Assim, prosseguimos para a avaliação do Modelo Multigrupo. Este modelo se encontra representado na Figura 4, também com a supressão do modelo de mensuração para fins de simplicidade. Novamente, o modelo multigrupo foi capaz de explicar os dados coletados, tendo apresentado índices de ajuste adequados e poder maior que 0,99 com base no RMSEA.

Figura 4

Modelo Multigrupo.



Nota. As estatísticas representam coeficientes padronizados ( $\beta$ ), linhas tracejadas indicam relações não significativas.  $\chi^2(1596) = 2613,95$ ,  $CFI = 0,92$ ,  $TLI = 0,91$ ,  $RMSEA = 0,06$  [0,06; 0,06].

\*  $p < 0,05$ . \*\*  $p < 0,01$ . \*\*\*  $p < 0,001$ .

De maneira geral, as relações entre variáveis encontradas para o modelo multigrupo sugerem que, conforme esperado, o grupo motivado favoravelmente ao sistema e o grupo motivado contrariamente ao sistema apresentam relações assimétricas para as variáveis que predizem intenção em agir coletivamente. Para esses grupos, o efeito direto da justificação do sistema na intenção em ação coletiva muda de sentido (Figura 4, caminhos 'f'), a raiva deixa de afetar as intenções em ação coletiva para o grupo favorável (Figura 4, caminhos 'c') e a privação relativa se torna quase não significativa para predição da raiva no grupo contrário



(Figura 4, caminhos 'b').

Observa-se ainda que a mediação completa de desamparo aprendido (Figura 4, caminhos 'de') só ocorre nos grupos sem motivação política e motivado a favor e contra ao sistema. Enquanto para o grupo de motivações favoráveis ao sistema identifica-se apenas a predição da privação relativa no desamparo aprendido (Figura 4, caminho 'd') e para o grupo de motivações contrárias ao sistema não se identifica qualquer relação com desamparo aprendido considerando as relações propostas no modelo (Figura 4, caminhos 'd' e 'e'). Por fim, percebe-se que os grupos compostos por participantes que não foram agregados com motivações consistentes (i.e., apenas favorável ou apenas contrário ao sistema) apresentaram resultados mais similares ao grupo com motivações contrárias ao sistema.

Apesar do Modelo Multigrupo apresentar um bom ajuste aos dados, cabe ressaltar que ele apresentou índices de ajuste ligeiramente inferiores ao Modelo Geral. Quando testada a comparação entre estes modelos foi identificado que o Modelo Multigrupo ( $\chi^2(1596) = 3401,1$ ; AIC = 257.926; BIC = 259.795) apresenta uma melhora com relação ao Modelo Geral ( $\chi^2(399) = 1922,4$ ; AIC = 260.097; BIC = 260.564) nos índices de AIC e BIC, contudo esta é muito pequena, o que é corroborado pelo teste do qui-quadrado não significativo para a diferença entre os modelos ( $\chi^2_{dif}(1197) = 1128,7$ ,  $p = 0,92$ ).

### **Discussão**

Com isso, consideramos que o objetivo geral desse estudo foi alcançado, i.e., foi testado um modelo de ação coletiva que considerou fatores mantenedores da inação sob condições de injustiça percebida e tal modelo apresentou ajuste adequado aos dados empíricos. Também foi possível explorar como as motivações individuais afetam este modelo por meio do agrupamento dos participantes.

Contudo, a matriz de correlações observada entre as variáveis do estudo nos levou a retirar duas variáveis dos modelos estimados. A primeira variável removida foi a de comportamento passado em ação coletiva. Inicialmente havia sido proposto que duas formas de ação coletiva fossem analisadas devido a limitação em não se mensurar o comportamento direto e ao entendimento de que o efeito observado seria diferente entre uma medida de comportamento e de intenção (van Zomeren et al., 2008). Era esperado, portanto, que a medida de comportamento passado apresentasse efeitos menores, mas mais próximo do esperado num contexto real, enquanto a medida de intenção sofreria menor interferência de fatores sistemáticos ou aleatórios e por isso teria tamanhos de efeito maiores (van Zomeren et al., 2008). Entretanto, a correlação observada entre tais medidas sugere que os participantes não distinguem uma da outra, o que pode estar relacionado a similaridade dos itens utilizados e o tipo de instrumento de auto-relato empregado em ambas, conforme pode ser conferido no Apêndice B.

A segunda variável removida foi a privação econômica devido a ausência de associação desta com as outras variáveis do estudo, refutando a hipótese de que a privação econômica estaria relacionada a maior privação relativa ( $H_3$ ) e impossibilitando seu teste no modelo. Apesar de van Zomeren et al. (2008) indicar que critérios objetivos de privação não são eficazes para mensurar a injustiça percebida devido aos processos de comparação social, era esperado que alguma correlação fosse identificada. Além disso, conforme identificado por Varaine (2018), a privação econômica também deveria apresentar correlação com ação coletiva, o que não foi observado no presente estudo.

Isso não permite concluir que esta variável seja irrelevante na explicação da ação coletiva, pois Varaine (2018) baseou-se em análises históricas e longitudinais para encontrar as relações apontadas. No presente estudo foi utilizado um *proxy* tendo como base uma

estimativa da diferença entre as rendas médias dos participantes. Assim, o achatamento temporal do fenômeno pode ter contribuído para a ausência destas relações, tanto quanto o fato de que apenas 247 participantes (i.e., 25,68% da amostra) sofreram privação econômica nos últimos 10 anos segundo a estratégia de estimação empregada, tal homogeneidade da amostra pode ter colaborado para a ausência dos efeitos da variável neste estudo.

Ainda, a proposta de obter a renda provável média de cada participante por meio do cruzamento de outros dados sociodemográficos com dados do IBGE buscou compor uma medida objetiva de privação que não estivesse sujeita a avaliação subjetiva (e.g., estratégia de auto-relato). A principal limitação nessa forma de construção foi a impossibilidade de garantir que as mesmas pessoas tenham participado da amostra do IBGE em 2010 e 2020. O que faz com que a renda provável dos participantes desta pesquisa seja baseada na média de grupos potencialmente diferentes, como pode ser percebido pela Tabela 2 em que a quantidade de parâmetros utilizados para obter a renda é diferente para os bancos de dados utilizados. Além disso, não foram considerados aqui fatores sistêmicos que afetariam a privação, como desemprego e inflação. Todos esses fatores podem ter influenciado a medida final e poderiam ter sido melhor ajustados com regressões por séries temporais e pelo uso de um único banco de dados ou de amostras longitudinais, por exemplo.

Os resultados do teste t sugerem que pessoas que sofreram privação econômica apresentaram maior intenção em agir coletivamente do que pessoas que não sofreram privação econômica. O que sugere que uma melhora no método de estimação da medida poderia levar a identificação de uma associação entre essas variáveis. Ademais, outro teste t conduzido sugere que não há diferenças no nível de privação relativa entre quem sofreu, ou não, privação econômica. Tal indício corrobora a discussão apresentada por van Zomeren et al. (2008) de que critérios objetivos de privação não são suficientes para suscitar uma

percepção de privação, viz. privação relativa.

Já o Modelo Geral corroborou a hipótese de que a justificação do sistema iria atuar na derrogação da ação coletiva tanto direta (H<sub>1</sub>) quanto indiretamente, por meio da redução da privação relativa e da raiva (H<sub>2</sub>). Estes achados reforçam a proposta do Modelo Integrativo à Ação Coletiva de Jost et al. (2017), assim como os resultados encontrados por Osborne et al. (2019). Nesse sentido, entende-se que a justificação do sistema atua como uma rejeição social, cognitiva e motivacional das alternativas ao sistema (Jost et al., 2004), de forma a derrocar ações coletivas que podem afetar tal sistema. Sugere-se também que as necessidades epistêmicas, existenciais e relacionais supridas pela justificação do sistema (Jost et al., 2017) são mais relevantes para o indivíduo do que sua própria percepção de estar sendo injustiçado.

O papel mediador do desamparo aprendido para a ação coletiva também foi identificado (H<sub>4</sub>). As relações encontradas indicam que uma maior privação relativa irá prever maior desamparo aprendido, o que possivelmente ocorre devido a sensação de privação, ao longo do tempo, levar o indivíduo a acreditar que não consegue controlar as situações de privação em sua vida (Maier & Seligman, 1976; Miller III & Norman, 1979). Como consequência isso leva o indivíduo a tornar-se passivo diante da privação, ou desistir de muda-la (Clayton et al., 2017; Maier & Seligman, 1976; Miller III & Norman, 1979), e reduz as intenções em agir coletivamente (Landry et al., 2018).

Cabe ressaltar que o Modelo Geral não é livre de possíveis modificações, conforme os índices identificados. Segundo estes, o desamparo aprendido não apenas seria predito pela privação relativa como também a prediria, assim como uma relação bidirecional existiria com a justificação do sistema. No quesito da direção da relação com a privação relativa é possível que esta seja cíclica, de forma que a privação relativa leve ao aprendizado do desamparo e este, devido a suas consequências comportamentais, reforce a privação por meio da

interrupção de comportamentos que remediariam tal percepção.

Já no quesito da inclusão de uma relação bidirecional entre desamparo aprendido e justificação do sistema ao modelo, esta era, de certa forma, previsível. Isso porque o estudo de Landry et al. (2018) propôs que o desamparo aprendido seria mediador das atitudes de preocupação ambiental e comportamentos pró-ambientais, sendo que tais atitudes apresentam, assim como a justificação do sistema (ver Apêndice G; Jost et al., 2008), forte vinculação com orientações ou ideologias políticas (Cruz, 2017). Esta relação não foi incluída inicialmente no modelo devido a não envolver situação de injustiça diretamente.

A proposição de que tal relação possa ser bidirecional sugere que o desamparo aprendido atue também como um motivador da justificação do sistema. Segundo Jost et al. (2017), a justificação do sistema seria motivada por três fatores: a necessidade epistêmica, que diz respeito ao desejo por certeza, estrutura e controle; a necessidade existencial, que representa o desejo por segurança; e a necessidade relacional, que é o desejo de se afiliar com outros similares. Com base nesses fatores, o desamparo aprendido motivaria a justificação do sistema como uma resposta as necessidades epistêmica e existencial, garantindo ao indivíduo desamparado (i.e., que não sente-se capaz de controlar as situações que o afetam) que o sistema oferecerá a certeza, a segurança e o controle. Ainda assim, tais relações carecem de maior investigação para se afirmar propriamente sua direção e causalidade.

Por fim, exploramos como motivações individuais para ação coletiva poderiam afetar as relações entre as variáveis por meio do Modelo Multigrupo. Foram identificadas assimetrias grupais, especialmente entre o grupo com motivações contrárias e o grupo com motivações favoráveis ao sistema, conforme esperado. De forma que, quando consideramos apenas os participantes motivados favoravelmente ao sistema, a justificação do sistema, a raiva e o desamparo aprendido deixam de prever as intenções à ação coletiva. Enquanto

para os participantes motivados contrariamente ao sistema, as relações de justificação do sistema e raiva com intenção em ação coletiva seguem o Modelo Geral e o papel mediador do desamparo aprendido deixa de ocorrer completamente.

No caso do grupo com motivações contrárias ao sistema, cabe destacar o efeito quase insignificante da privação relativa e da raiva, percebido por meio do intervalo de confiança alargado e muito próximo de 0 em seu limite inferior. Este achado corrobora parcialmente a proposta de Osborne et al. (2019) de que a raiva, apesar de ser uma emoção amplamente estudada na literatura, pode não ser um preditor confiável para ação coletiva, sugerindo que simpatia, empatia e culpa sejam mais eficazes. Solak et al. (2012) também apontam a relevância de considerar emoções que estejam relacionadas aos diversos níveis envolvidos neste processo, i.e., individual, grupal e social, ou vinculado ao sistema.

Ainda considerando o Modelo Multigrupo, o papel mediador do desamparo aprendido deixa de ocorrer no grupo com motivações favoráveis ao sistema e no grupo com motivações contrárias ao sistema, sendo identificado apenas para os grupos sem motivação política e motivado a favor e contra o sistema. Tais achados podem ser melhor compreendidos com base no estudo de Stroebe et al. (2019), o qual propõe que a inação e sentimentos de desesperança são vivenciados apenas quando consideramos as possibilidades de ações do indivíduo distanciado de seus grupos sociais. Nesse sentido, os grupos em que há clara identificação com uma motivação para ação coletiva não apresentaram efeito do desamparo aprendido, já que fatores de nível grupal teriam um papel mais relevante que esta variável na predição das ações coletivas. Da mesma forma, os grupos que não possuem clara motivação para ação coletiva podem apresentar menor identificação com as motivações de outros grupos, assim, sendo mais afetados pelo desamparo.

Por fim, os grupos sem motivação política e com motivações a favor e contra o

sistema parecem experienciar as outras variáveis do modelo de forma similar ao Modelo Geral e ao grupo com motivações contrárias ao sistema. Isto sugere que as relações como se encontram no Modelo Geral refletem o funcionamento das variáveis na população estudada.

Não obstante, deve-se atentar para as limitações deste estudo. A amostragem por conveniência empregada, com formato de coleta online e divulgação apenas no Facebook e Instagram, pode ter limitado o acesso à pesquisa por algumas pessoas que não possuam acesso à internet ou redes sociais. O desenho transversal do presente estudo também incorre em algumas limitações na mensuração dos dados, enquanto um desenho longitudinal permitiria: (a) mensurar a privação econômica e estimar seus efeitos com maior precisão; (b) analisar a ocorrência dos efeitos bidirecionais sugeridos de desamparo aprendido com privação relativa e justificação do sistema; e, (c) outras variáveis contextuais ou sociodemográficas que afetam a ação coletiva, como a maturidade do indivíduo e o tipo de governo no momento da coleta.

Com relação às medidas, a indistinção das dimensões da ação coletiva pelos participantes nos levou a mensuração apenas da intenção em se comportar, sendo que os efeitos reais podem ser menores devido a fatores aleatórios ou sistemáticos (van Zomeren et al., 2008). A medida de privação econômica não foi capaz de classificar adequadamente os participantes, o que pode ser devido a forma de aproximação do valor de renda média ou devido ao achatamento do período temporal. Ainda, o agrupamento dos participantes pode não ter sido ideal, considerando que os grupos em que não foi possível identificar uma motivação única para ação coletiva ( $n = 430$ ) são, em conjunto, maiores do que os grupos com identificação de motivação única.

Dessa forma, propõe-se que estudos futuros busquem replicar os achados de Varaine (2018) para verificar o potencial da privação econômica coletiva no contexto brasileiro, assim

como testem, no mesmo contexto, o papel das variáveis grupais do Modelo Integrativo de Ação Coletiva de Jost et al. (2017). Entende-se, também, que o desamparo aprendido é uma variável relevante para a mobilização política, portanto faz-se necessário que pesquisas futuras investiguem as relações causais da mesma, em especial com relação a justificação do sistema e a privação relativa. Outras relações com o desamparo aprendido também podem ser analisadas, como sua relação com outras emoções (e.g., as propostas por Osborne et al., 2019) e outras variáveis do Modelo Integrativo de Ação Coletiva (e.g., eficácia grupal).

A guisa de conclusão, compreendemos que o presente estudo permitiu avançar na compreensão dos fatores que levam a inação política sob condições de injustiça. Para isso, destaca-se o papel da justificação do sistema e do desamparo aprendido que atuam na derrocada de intenções de ação coletiva. Especialmente ao considerar o modelo multigrupo, em que o efeito do desamparo aprendido é mais evidente nos grupos sem motivações consistentes com relação ao sistema, os quais tendem a representar a maior parte da população.



## Referências

- Abramson, L., Seligman, M., & Teasdale, J. (1978). Learned helplessness in humans: Critique and reformulation. *Journal of Abnormal Psychology, 87*, 49-74. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.87.1.49/>
- Agence France-Presse. (2019, 28 de dezembro). *2019 foi o ano de todos os protestos no mundo. E 2020?.* Exame. <https://exame.com/mundo/2019-foi-o-ano-de-todos-os-protestos-no-mundo-e-2020/>
- Badaan, V., Jost, J. T., Fernando, J., & Kashima, Y. (2020). Imagining better societies: A social psychological framework for the study of utopian thinking and collective action. *Social and Personality Psychology Compass*, e12525. <https://doi.org/10.1111/spc3.12525>
- Berkowitz, L. (1989). Frustration-aggression hypothesis: Examination and reformulation. *Psychological Bulletin, 106*, 59-73. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.106.1.59/>
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford Press.
- Carvalho, H. W., Andreoli, S. B., Lara, D. R., Patrick, C. J., Quintana, M. I., Bressan, R. A., Melo, M. F., Mari, J. J., & Jorge, M. R. (2013). Structural validity and reliability of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS): Evidence from a large Brazilian community sample. *Revista Brasileira de Psiquiatria, 35*(2), 169-172.
- Clayton, S., Manning, C. M., Krygman, K., & Speiser, M. (2017). *Mental health and our changing climate: Impacts, implications, and guidance*. American Psychological Association; ecoAmerica. <https://www.apa.org/news/press/releases/2017/03/mental-health-climate.pdf>
- Couto, C., & Pilati, R. (no prelo). Adaptation of the Learned Helplessness Scale in Brazil. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*.

- Cruz, S. M. (2017). The relationships of political ideology and party affiliation with environmental concern: A meta-analysis. *Journal of Environmental Psychology, 53*, 81-91. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2017.06.010>
- Eibach, R. P., Wilmot, M. O., & Libby, L. K. (2015). The system-justifying function of gratitude norms. *Social & Personality Psychology Compass, 9*, 348–358. <https://doi.org/10.1111/spc3.12184/>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: origins, development and future directions. *Psicothema, 29*(2), 236-241. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.304/>
- Gloria Filho, M. C., & Modesto, J. G. (2019). Morality, activism and radicalism in the brazilian left and the brazilian right. *Trends in Psychology, 27*(3), 763-777. <https://doi:10.9788/TP2019.3-12>
- Gloria Filho, M. C., & Modesto, J. G. (no prelo). Polarização política afetiva e bem-estar subjetivo no contexto político brasileiro. *Psico (PUCRS)*.
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2018). *semTools: Useful tools for structural equation modeling*. R package version 0.5-1. <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Jost, J. T., & Banaji, M. R. (1994). The role of stereotyping in system justification and the production of false consciousness. *British Journal of Social Psychology, 22*, 1-27. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8309.1994.tb01008.x/>
- Jost, J. T., Banaji, M. R., & Nosek, B. A. (2004). A decade of System Justification Theory: Accumulated evidence of conscious and unconscious bolstering of the status quo. *Political Psychology, 25*(6), 881-919. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9221.2004.00402.x/>

- Jost, J. T., Becker, J., Osborne, D., & Badaan, V. (2017). Missing in (Collective) Action: Ideology, system justification, and the motivational antecedents of two types of protest behavior. *Current Directions in Psychological Science*, 26(2), 99-108. <https://doi.org/10.1177/0963721417690633/>
- Jost, J. T., Burgess, D., & Mosso, C. O. (2001). Conflicts of legitimation among self, group, and the system: The integrative potential of system justification theory. In J. T. Jost, & B. Major (Eds.), *The psychology of legitimacy: Emerging perspectives on ideology, justice, and intergroup relations* (pp. 363–388). Cambridge University Press.
- Jost, J. T., Chaikalis-Petritsis, V., Abrams, D., Sidanius, J., van der Toorn, J., & Bratt, C. (2011). Why men (and women) do and don't rebel: Effects of system justification on willingness to protest. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 38(2), 197-208. <https://doi.org/10.1177/0146167211422544/>
- Jost, J. T., Nosek, B. A., & Gosling, S. D. (2008). Ideology: Its resurgence in Social, Personality, and Political Psychology. *Perspectives on Psychological Science*, 3(2), 126-136. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6916.2008.00070.x/>
- Kay, A. C., & Jost, J. T. (2003). Complementary justice: Effects of “poor but happy” and “poor but honest” stereotype exemplars on system justification and implicit activation of the justice motive. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(5), 823-837. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.5.823/>
- Klandermans, B., van der Toorn, J., & van Stekelenburg, J. (2008). Embeddedness and identity: How immigrants turn grievances into action. *American Sociological Review*, 73, 992-1012. <https://doi.org/10.1177/000312240807300606/>
- Landry, N., Gifford, R., Milfont, T. L., Weeks, A., & Arnocky, S. (2018). Learned helplessness moderates the relationship between environmental concern and behavior.

*Journal of Environmental Psychology*, 55, 18-22. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2017.12.003/>

Lorenzo-Seva, U., Timmerman, M. E., & Kiers, H.A.L. (2011). The Hull method for selecting the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, 46, 340-364. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.564527>

Maier, S. F., & Seligman, M. E. P. (1976). Learned helplessness: Theory and evidence. *Journal of Experimental Psychology: General*, 105(1), 3-46. <https://doi.org/10.1037/0096-3445.105.1.3/>

Mair, P., & Wilcox, R. (2020). Robust statistical methods in R using the WRS2 package. *Behavior Research Methods*, 52, 464-488. <https://doi.org/10.3758/s13428-019-01246-w>

McCauley, C., & Moskalkenko, S. (2017). Understanding political radicalization: the two-pyramids model. *American Psychologist*, 72(3), 205-216. <https://doi.org/10.1037/amp0000062/>

McKean, K. J. (1994). Using multiple risk factors to assess the behavioral, cognitive, and affective effects of learned helplessness. *The Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied*, 128(2), 177-183. <https://doi.org/10.1080/00223980.1994.9712721/>

Mikołajczak, G., & Becker, J. C. (2019). What is (un)fair? Political ideology and collective action. *Journal of Social and Political Psychology*, 7(2), 810-829. <https://doi.org/10.5964/jspp.v7i2.1230/>

Miller III, I. W., & Norman, W. H. (1979). Learned helplessness in humans: A review and attribution-theory model. *Psychological Bulletin*, 86(1), 93-118. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.86.1.93/>

Moreira, P. L., Rique Neto, J., Sabucedo, J. M., & Camino, C. P. S. (2018). Moral judgment,

- political ideology and collective action. *Scandinavian Journal of Psychology*, 59, 610–620. <https://doi.org/10.1111/sjop.12479/>
- Moshagen, M., & Erdfelder, E. (2016). A new strategy for testing structural equation models. *Structural Equation Modeling*, 23, 54-60. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.950896/>
- Norman, G. (2010). Likert scales, levels of measurement and the “laws” of statistics. *Advances in Health Sciences Education*, 15(5), 625-632. <https://doi.org/10.1007/s10459-010-9222-y>
- Osborne, D., Jost, J. T., Becker, J. C., Badaan, V., & Sibley, C. G. (2019). Protesting to challenge or defend the system? A system justification perspective on collective action. *European Journal of Social Psychology*, 49, 244-269. <https://doi.org/10.1002/ejsp.2522>
- Osborne, D., Smith, H. J., & Huo, Y. J. (2012). More than a feeling: Discrete emotions mediate the relationship between relative deprivation and reactions to workplace furloughs. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 38, 628-641. <https://doi.org/10.1177/0146167211432766/>
- Quinless, F. W., & Nelson, M. A. M. (1988). Development of a measure of learned helplessness. *Nursing Research*, 37(1), 11-15. <https://doi.org/10.1097/00006199-198801000-00003/>
- Repucci, S., & Slipowitz, A. (2021). *Freedom in the world 2021: Democracy under siege*. Freedom House. <https://freedomhouse.org/report/freedom-world/2021/democracy-under-siege>
- Revelle, W. (n.d.). *An introduction to Psychometric Theory with applications in R*. Springer. <http://personality-project.org/r/book/>

- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02/>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514.
- Savalei, V., & Rosseel, Y. (2021). Computational options for standard errors and test statistics with incomplete normal and nonnormal data in SEM. *PsyArXiv*. <https://doi.org/10.31234/osf.io/wmuqj>
- Smith, H. J., & Ortiz, D. J. (2002). Is it just me? The different consequences of personal and group relative deprivation. Em I. Walker & H. J. Smith (Eds.), *Relative deprivation: Specification, development, and integration* (pp. 91–115). Cambridge University Press.
- Solak, N., Jost, J. T., Sümer, N., & Clore, G. L. (2012). Rage against the machine: The case for system-level emotions. *Social & Personality Psychology Compass*, 6, 674–690. <https://doi.org/10.1111/j.1751-9004.2012.00456.x/>
- Stroebe, K., Postmes, T., & Roos, C. A. (2019). Where did inaction go? Towards a broader and more refined perspective on collective actions. *British Journal of Social Psychology*, 58, 649-667. <https://doi.org/10.1111/bjso.12295>
- van den Bos, K. (2020). Unfairness and radicalization. *Annual Review of Psychology*, 71, 563-588. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010419-050953/>
- van Zomeren, M., Postmes, T., & Spears, R. (2008). Toward an integrative social identity model of collective action: A quantitative research synthesis of three socio-psychological perspectives. *Psychological Bulletin*, 134, 504-535. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.134.4.504/>
- van Zomeren, M., Spears, R., Fischer, A. H., & Leach, C. W. (2004). Put your money where

your mouth is! Explaining collective action tendencies through group-based anger and group efficacy. *Journal of Personality and Social Psychology*, 87, 649-664. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.87.5.649/>

Varaine, S. (2018). Bad times are not good times for revolutions: Collective deprivation and the mobilization level of French radical movements (1882–1980). *Journal of Community & Applied Social Psychology*, 28, 258-271. <https://doi.org/10.1002/casp.2356/>

Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of Positive and Negative Affect: The PANAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063/>

Wright, S. C., Taylor, D. M., & Moghaddam, F. M. (1990). Responding to membership in a disadvantaged group: From acceptance to collective protest. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58, 994-1003. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.58.6.994/>

Zumbo, B. D., & Zimmerman, D. W. (1993). Is the selection of statistical methods governed by level of measurement? *Canadian Psychology*, 34, 390-400.

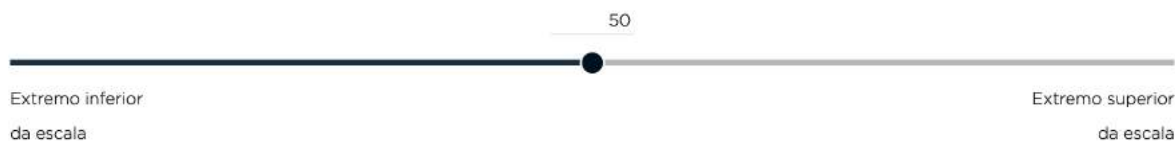
## Apêndice A — Procedimentos para Filtragem dos Itens de Checagem de Atenção

Durante a coleta dos dados por meio da plataforma EFS, os participantes foram solicitados a responder a dois itens de checagem de atenção. O primeiro estava localizada ao final da Escala de Motivações para Ação Coletiva e o segundo ao final da Escala de Desamparo Aprendido. Ambos os itens apresentavam o seguinte enunciado “Este é um item de checagem de atenção, marque [valor na escala de resposta] e continue.” O participante deveria marcar um valor por meio do *slider*, com variação de 0 a 100, conforme Figura A1.

### Figura A1

*Aparência dos itens de checagem de atenção.*

Este é um item de checagem de atenção, marque [valor na escala de resposta] e continue.



Devido ao uso do *slider*, que apresenta maior variabilidade e refinamento, optamos por considerar que o participante leu e compreendeu o enunciado mesmo que marcasse um valor diferente, mas que estivesse na margem de erro de 10% do valor solicitado. Para o item 1, a escala estava ancorada em “nada motivado” e “totalmente motivado”, foi solicitado que o participante marcasse “nada motivado (0)” e aceitou-se respostas até o valor 10 no *slider*. Para o item 2, as ancoras se encontravam como “discordo totalmente” e “concordo totalmente”, foi solicitado que o participante marcasse “concordo totalmente (100)” e aceitou-se respostas até o valor 90 no *slider*. Esta estratégia possibilitou que 17 participantes adicionais fossem considerados para análise.



## Apêndice B — Escalas de Comportamento Passado e Intenção em Ação Coletiva

Ambas as formas de medir a ação coletiva foram baseadas no estudo de Jost et al. (2011). Os instrumentos apresentaram itens idênticos, os quais se encontram na Tabela B1, portanto distinguiram-se apenas pelo enunciado prévio aos itens e pelas âncoras do *slider*.

### Tabela B1

*Itens das Escalas de Ação Coletiva.*

Item
1. Postar uma mensagem de protesto em minhas redes sociais.
2. Assinar uma petição.
3. Usar um adesivo, imagem ou pôster.
4. Me unir a ação de um grupo que compartilha das minhas opiniões.
5. Apoiar uma greve.
6. Participar de uma manifestação.

A Escala de Comportamentos Passados em Ação Coletiva tinha como enunciado o seguinte “Indique abaixo quantas vezes você já participou dos seguintes comportamentos de protesto” e o *slider* foi ancorado em “nunca” (0) e “sempre” (100). Já a Escala de Intenção em Ação Coletiva tinha como enunciado “Agora, indique o quanto você participaria/realizaria dos seguintes comportamentos de protesto” e o *slider* foi ancorado em “de jeito nenhum” (0) e “com certeza” (100).

### Apêndice C — Escala de Motivações para Ação Coletiva e Análises Fatoriais

De forma a obter evidências da validade da Escala de Motivações para Ação Coletiva e garantir a viabilidade de seu uso, a amostra do estudo foi dividida aleatoriamente em duas partes e análises fatoriais exploratórias e confirmatórias foram realizadas. Para a AFE, foi utilizada uma subamostra de 481 participantes que constituiu uma matriz de correlações adequada para o processo de análise conforme o KMO (0,76, 95% IC [0,72; 0,78]). O método de Análise Paralela Otimizada e o Método Hull indicaram a extração de dois fatores e a Avaliação de Proximidade da Unidimensionalidade sugeriu que a escala não poderia ser compreendida como unidimensional ( $UniCo = 0,73$ ;  $ECV = 0,58$ ;  $MIREAL = 0,46$ ). A Tabela C1 apresenta as cargas fatoriais dos 8 itens, assim como o autovalor e a variância explicada.

**Tabela C1**

*Análise Fatorial Exploratória para os 8 itens da Escala de Motivações para Ação Coletiva.*

Variáveis	Fator 1: Favoráveis ao Sistema	Fator 2: Contrários ao Sistema
1. Defender os valores políticos do meu país.	0,75	.
2. Proteger os interesses econômicos do meu país.	0,82	.
3. Preservar as tradições do meu país.	0,71	.
4. Defender as instituições do meu país.	0,59	.
5. Corrigir as desigualdades políticas do meu país.	0,34	0,39
6. Buscar condições econômicas igualitárias para todos no meu país.	.	0,64
7. Se opor a leis do meu país que ditam que as pessoas recebem o que merecem.	.	0,74
8. Se opor a costumes do meu país que responsabilizem as pessoas pelas dificuldades que elas vivem.	.	0,67
Autovalor	5,39	
Variância Explicada	67,36%	

*Nota.* Cargas fatoriais inferiores a 0,30 foram omitidas.

Por fim, o índice H indica que os fatores formam variáveis latentes bem definidas e que tenderão a ser estáveis em outros estudos ( $H_{F1} = 0,85$ ;  $H_{F2} = 0,84$ ), contudo os índices de ajuste para a AFSC não foram adequados ( $RMSEA = 0,15$ , 95% IC [0,14; 0,16];  $CFI = 0,93$ ;  $TLI = 0,85$ ). Com base nisso, prosseguimos para a AFC com os oito itens inicialmente.

Apesar dos itens 4 ( $F_1 = 0,81$ ) e 5 ( $F_2 = 0,66$ ) terem apresentado cargas fatoriais altas em seus devidos fatores, estes também apresentaram índices de modificação elevados para inclusão dos itens no outro fator (item 4:  $\chi^2_{dif} = 81,66$ ; item 5:  $\chi^2_{dif} = 53,16$ ), reforçando a carga cruzada identificada na AFE, ainda os índices de ajuste para este modelo foram inadequados (ver Tabela C2), portanto uma nova AFC foi realizada apenas com 6 itens.

## **Tabela C2**

*Índices de ajuste das Análises Fatoriais Confirmatórias da Escala de Motivações para Ação Coletiva.*

<b>Modelo</b>	<b>RMSEA [90% IC]</b>	<b>CFI</b>	<b>TLI</b>
AFC para 8 itens	0,18 [0,16; 0,20]	0,80	0,71
AFC para 6 itens	0,11 [0,08; 0,14]	0,95	0,91

O novo modelo gerado apresentou índices de ajuste adequados para o CFI e TLI, contudo ainda apresentou um valor de RMSEA alto (ver Tabela C2). Na Tabela C3 estão apresentadas as cargas fatoriais dos itens e índices de confiabilidade para os dois fatores. Nota-se que os índices de confiabilidade foram adequados.

## **Tabela C3**

*Análise Fatorial Confirmatória para 6 itens da Escala de Motivações para Ação Coletiva.*

<b>Variáveis</b>	<b>Fator 1: Favoráveis ao Sistema</b>	<b>Fator 2: Contrários ao Sistema</b>
1. Defender os valores políticos do meu país.	0,77	.
2. Proteger os interesses econômicos do meu país.	0,89	.
3. Preservar as tradições do meu país.	0,66	.
6. Buscar condições econômicas igualitárias para todos no meu país.	.	0,63
7. Se opor a leis do meu país que ditam que as pessoas recebem o que merecem.	.	0,73
8. Se opor a costumes do meu país que responsabilizem as pessoas pelas dificuldades que elas vivem.	.	0,86
Confiabilidade Alpha	0,81	0,78
Confiabilidade Ômega	0,81	0,80

## Apêndice D — Escala Geral de Justificação do Sistema

A Escala Geral de Justificação do Sistema utilizada neste estudo foi baseada na adaptação que está sendo desenvolvida por pesquisadores do Laboratório de Estudos sobre os Processos de Exclusão Social (LEPES), vinculados ao Programa de Pós-Graduação em Psicologia da Universidade de Fortaleza (PPGP/Unifor) e ao Programa de Pós-Graduação em Psicologia Social, do Trabalho e das Organizações da Universidade de Brasília (PPG-PSTO/UnB). O instrumento teve como enunciado “Indique agora o quanto você concorda com as afirmações abaixo” e o *slider* esteve ancorado em “discordo totalmente” e “concordo totalmente” para esta coleta. Os itens estão apresentados na Tabela D1.

### Tabela D1

*Itens da Escala Geral de Justificação do Sistema.*

Item
1. De modo geral, a sociedade brasileira é justa.
2. De modo geral, o sistema político brasileiro funciona como deveria.
3. A sociedade brasileira precisa de muitas mudanças.
4. O Brasil é o melhor país do mundo para se viver.
5. A maioria das políticas no Brasil buscam o bem maior.
6. Todos os brasileiros têm oportunidade de obter riqueza.
7. Todos os brasileiros têm chance de serem felizes.
8. A sociedade brasileira está ficando pior a cada ano.
9. A sociedade brasileira está ficando melhor a cada ano.
10. Na sociedade brasileira geralmente as pessoas conseguem o que merecem.
11. Em geral, acho que as pessoas são pobres porque merecem.
12. Em geral, acho que uma pessoa enriquece quando faz por onde merecer.

## Apêndice E — Escala de Percepção de Justiça Social

A Escala de Percepção de Justiça Social foi construída inicialmente por Klandermans et al. (2008) e adaptada para o contexto brasileiro por Moreira et al. (2018). A versão adaptada consta de número reduzido de itens e sugere uma solução unidimensional. Neste estudo o instrumento apresentou o seguinte enunciado “Tendo em consideração as ações que podem ser adotadas pelo governo e que afetam você e outras pessoas na sociedade, indique o quanto você concorda com as seguintes afirmações” e o *slider* se encontrava ancorado em “discordo totalmente” (0) e “concordo totalmente” (100). Os itens estão apresentados na Tabela E1.

### Tabela E1

#### *Itens da Escala de Percepção de Justiça Social.*

Item
1. O governo garante que eu tenha aquilo que eu mereço.
2. Os resultados da decisão do governo são justas para mim.
3. O governo me trata de modo justo.
4. O governo respeita pessoas como eu.
5. O governo faz de tudo para que as pessoas do meu grupo, que estão vivendo uma situação de desigualdade, tenham aquilo que merecem.
6. Os resultados das decisões do governo geralmente são justas com as pessoas do meu grupo e que estão vivendo uma situação de desigualdade.
7. O governo trata as pessoas do meu grupo, que estão vivendo uma situação de desigualdade, de forma justa.
8. O governo respeita as pessoas do meu grupo que estão vivendo uma situação de desigualdade.

Cabe ressaltar que para ser utilizada como uma medida de privação relativa todos os itens da escala precisaram ser invertidos.

## Apêndice F — Adaptation of the Learned Helplessness Scale in Brazil<sup>2</sup>

**Cleno Couto**

**Ronaldo Pilati**

Universidade de Brasília

### **Abstract**

The present study aimed to adapt the Learned Helplessness Scale (LHS) to Brazilian Portuguese and assess its psychometric properties and nomological network in a Brazilian sample. Participants completed an online survey which consisted of the LHS, Rosenberg's Self Esteem Scale, and the Perceived Stress Scale. 429 people participated, aged 18-79, mostly women, from multiple regions of Brazil and socioeconomic status. Exploratory and Confirmatory Factor Analysis suggested a unidimensional solution with 18 items as appropriate. Correlations between the LHS and the other instruments also provided evidence of the expected nomological relationships. And we assessed the differences in LHS scores by sociodemographic data. These findings are favorable to the use of this instrument in Brazilian samples.

*Keywords:* control, attribution of causality, factor analysis.

The concept of learned helplessness (LH) is traditional to psychological studies, dating back to Seligman and Maier's (1967) seminal experiments on the effects of uncontrollable aversive events (i.e., shocks) in dogs. In Portuguese language journals and sites, LH has been cited 247 times according to the Scientific Electronic Library Online (SciELO) Brazil and approximately 1,130 times according to Google Scholar (according to a

---

<sup>2</sup> O manuscrito aqui apresentado foi aceito para publicação na Revista Psicologia: Teoria e Pesquisa.

search done in June of 2021). These results may not even correspond to the totality of Brazilian studies within this subject since publications in English by Brazilian authors were not considered. Although it is a highly known theory, up to this date, we have not found any attempts to create or adapt an instrument to measure LH in Brazil. This study aims to adapt the Learned Helplessness Scale (LHS; Quinless & Nelson, 1988) to Brazilian Portuguese.

Such instrument nonexistence in the Brazilian context may be a consequence of two problems with the loss of academic interest in this phenomenon globally. First, concerns the uncontrollable aversive events being insufficient to affect humans' behavior, cognition, and affection, as initially predicted (Miller III & Norman, 1979). This was a consequence of the theory's disregard for the role of human cognition and our ability to form, adapt and use schemas to predict and influence future behavior (Miller III & Norman, 1979).

Regarding this first problem, the original theory has gone through many revisions, and Abramson et al. (1978) proposed that uncontrollability would lead to LH when a person attributed this to (a) internal factors ("It's me!"), vs. external; (b) global situations ("It'll affect everything I do!"), vs. specific; and (c) stable situations through time ("It'll last forever!"), vs. unstable (Abramson et al., 1978; McKean, 1994). Miller III and Norman (1979) also proposed a fourth attribution about the importance of the situation, in which important situations lead to greater LH. However, Abramson et al. (1978) and Quinless and Nelson (1988) considered this attribution represented by the other three.

The second problem concerns LH consequences, which are: behavioral, such as passivity, giving up, and procrastination; cognitive, such as decreased problem-solving ability, frustration, and lowered self-esteem; and affective, such as fear, dysphoria, and depression (Maier & Seligman, 1976; McKean, 1994). As some of its consequences trace back to depression symptoms and previous studies presented a high correlation between LH



and depression (see McKean, 1994; Quinless & Nelson, 1988), the theory became known as a depression theory. Although, as pointed by Costello (1978), it is not a good one, so interest seems to have drifted away from LH to more complex depression theories.

Despite its downfalls in depression research, Fontaine and Faria (1989) argued that LH is a relevant construct, mostly related to the contributions of attribution theory (Abramson et al., 1978). The addition of individual attributional patterns highlighted the dependence of the locus of control and its relevance in generating LH despite a consistent aversive situation, such as within a prison setting (Santos et al., 2007). Faria (1999) also suggests that the development and stability of attributional patterns come from individual and socializing experiences, making them culturally related. Therefore, they should differ based on the individual's contexts.

In that manner, further research found evidence that LH contributes to greater drug use and substance abuse (Sterling et al., 1996). It was prominent in women, the elderly, and people with low socioeconomic status within a Portuguese sample (Santos & Faria, 2008). It led Native Americans to seek social mobility through identification with majority groups (Schiefer & Krahé, 2014). And it mediated the relation between social concerns (as an environmental concern) and consistent behaviors (such as donating to environmental causes) (Landry et al., 2018). Those findings point to LH still being relevant in our context, and it seems the research possibilities were not well developed yet. Especially with the ongoing COVID-19 pandemic, which affected all aspects of human life. For example, Zheng et al. (2020) found that perceived control (theoretically opposite from LH) led to greater coping with the pandemic effects in a Chinese sample. Also, Šrol et al. (2021) found that perceptions of risk associated with COVID-19, such as cognitive perception of risk and distrust of formal institutions to handle the pandemic, are associated with a stronger feeling of lack of control,

and both are also associated with higher endorsement of conspiracy theories. Therefore, we consider there are further possibilities to explore the possible predictive role of LH in different domains of human behavior.

Quinless and Nelson (1988) proposed a measure for LH, which accounted for the advances by Abramson et al. (1978) regarding causal attribution effects and kept the uncontrollability dimension. The LHS was supposed to reflect four theoretical factors, although, its dimensionality was never consensual among different studies (see Santos et al., 2007). In Quinless and Nelson's (1988) study, the analysis presented a solution with five factors, one for each dimension of causal attribution and the last two with only two items each. The authors decided to retain those four items because they were related to the concept of LH, although its factors were not interpretable.

Despite that, several authors suggest treating the scale as essentially unidimensional (McKean, 1994; Quinless & Nelson, 1988; Sterling et al., 1996). And in more recent psychometric assessments in a Portuguese context, two studies came to the same conclusion of a unidimensional scale with high reliability (Santos et al., 2002; Santos et al., 2007).

As for its nomological network, aside from the previously commented relations, such as high correlation with depression scales and predictive relations, the LHS is moderate to strongly correlated with self-esteem (Quinless & Nelson, 1988) and perceived stress (Sullivan et al., 2012). Also, the Semantic Scale Network (Rosenbusch et al., 2020) indicated that the LHS maintains somewhat semantical unique items, with the most similar scales related to work ( $r = .57$ ) and self-worth ( $r = .51$ ), with the latter also related to self-esteem.

The present study aims to adapt the LHS to Brazilian Portuguese and evaluate its psychometric properties and nomological network in a Brazilian sample. We expect to find a unidimensional solution directly correlated with self-esteem and inversely correlated with

perceived stress.

## **Method**

This study's pre-registration, data, materials, and syntax are available in the Open Science Framework, <https://osf.io/pt45x/>.

### ***Translation Procedures of the LHS***

We followed the International Test Commission (ITC, 2017) and Borsa et al. (2012) guidelines. Therefore, the scale was initially translated by two independent translators (a specialist in psychometrics and a person of the general public) to Brazilian Portuguese, then these versions were synthesized. The synthesis consisted of combining the redaction of the translated items towards the most adequate contextual and conceptual adaptation. Three psychologists and three people of the general public then evaluated this version in terms of the generalization, clarity, redaction, and understanding of the items (Borsa et al., 2012). After minor changes that did not require a new evaluation, the scale followed for a back-translation performed by a third independent translator. Finally, the back-translated version was sent for appraisal by a psychometrics specialist that deemed it adequate, since the scale authors did not respond in due time.

### ***Participants***

Considering the guidelines by Hair et al. (2005), the ratio of variables by observations should be 1:10, and the minimum sample size must be composed of at least 200 participants. However, for the proposed analyses this should be doubled, which increases this study's planned sample size to a total of 400 participants.

Anyone over 18 years old was allowed to participate, although we removed participants that did not complete the survey ( $N = 869$ ) or failed the attention check items ( $N = 35$ ). Non-probabilistic (through the researcher's social networks and Facebook Ads)

sampling techniques were used, and the analyses consisted of 429 participants, which met the minimum sample size criterion.

Of those, 34.03% were from Federal District, 20.75% were from Sao Paulo, 8.62% were from Rio de Janeiro, and the rest was distributed in other Brazilian states; 80.65% identified as female and 18.65% as male; aged 18-79 ( $M = 44.07$ ;  $SD = 16.37$ ;  $Mdn = 46$ ); 43.59% were undergraduates, 21.91% were graduates, and 18.41% were high school students, the rest being distributed between postgraduates and middle school. The participants' monthly income was normally distributed and ranged from less than a minimum wage per month (BRL 1,100.00) to more than nine minimum wage per month ( $>$  BRL 9,900.00), with a peak of three to five minimum wages per month (BRL 3,300.00 - 5,500.00).

### **Measures**

The Brazilian version of the Learned Helplessness Scale (Quinless & Nelson, 1988). The LHS can be used to measure states of learned helplessness and consists of 20 items, answered on a 4-point scale (1 = *Strongly disagree*; 4 = *Strongly agree*). Original validation study of this scale suggested a structure with five factors ( $\alpha = .83-.94$ ; Quinless & Nelson, 1988), although its usage and further validation studies suggest an essentially unidimensional structure ( $\alpha = .90-.97$ ; Santos et al., 2002; Santos et al., 2007). The LHS score is obtained by summing the item scores, ranging from 20 to 80, with scores above 41 indicating learned helplessness (McKean, 1994).

Rosenberg's Self-Esteem Scale (SES; Rosenberg, 1979), adapted for Brazil by Hutz and Zanon (2011) which showed good reliability ( $\alpha = .90$ ). The SES is a unidimensional measurement that assesses global self-esteem through 10 items responded on a 4-point scale (1 = *Strongly disagree*; 4 = *Strongly agree*). A Confirmatory Factor Analysis (CFA) considering the full sample presented an adequate goodness-of-fit indices ( $RMSEA$  [90% BC

CI] = .081 [.071, .092]; *CFI* = .984; *TLI* = .989) with factor loadings ranging from .64 to .91. Reliability indices were good,  $\alpha = .95$ ,  $\omega = .97$  and *CR* (Composite Reliability) = .98.

Perceived Stress Scale (PSS-10; Cohen et al., 1983), adapted for Brazil by Luft et al. (2007). The PSS measures the perception of individual stress in a global form, independent of stressor agents. The 10-item version is unidimensional, showed good reliability ( $\alpha = .83$ ) and can be responded in a 5-point scale (0 = *Never*; 4 = *Always*). The CFA with full sample showed adequate goodness-of-fit indices (*RMSEA* [90% BC CI] = .029 [.013, .043]; *CFI* = .996; *TLI* = .998) with factor loadings ranging from .73 to .82. Reliability indices were good,  $\alpha = .94$ ,  $\omega = .93$  and *CR* = .93.

### ***Procedure and Data Analysis***

Participants were invited to access an online form available in the EFS platform (<https://ww3.unipark.de/www/main.php>) through a web link or QR Code. Divulcation was made with an image and text developed by the first author, containing a call-to-action. The form consisted of: (i) research presentation, information about data treatment, confidentiality and researchers' identification and contact information, a free and informed consent checkbox was required to proceed; (ii) the SES, a first attention check item, and the PSS-10; (iii) the LHS and a second attention check item; and (iv) sociodemographic data, such as age, gender, education, and monthly income. Participants took approximately 8 minutes on average to complete the form.

Attention check items appeared similar to other items in the form. Both items having a statement that read: "This is an attention check item, mark [option] and proceeds with the form." The first attention check asked the participant to mark "agree," the second attention check, the correct answer was "disagree."

In the data analysis stage, the sample was randomly split into two approximate halves

to evaluate the LHS factor structure with an Exploratory Factor Analysis (EFA;  $n = 214$ ) and assess its adequacy with a CFA ( $n = 215$ ). Given the ordinal nature of the scale, a polychoric matrix was used with 500 bootstrap samplings in both analyses. Also, confidence intervals (CI) are reported. Each sample was assessed for its adequacy with the Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) test which is acceptable if greater than .70 (Damásio, 2012).

The EFA was implemented through the FACTOR software, version 10.10.03, and factor retention criterion was the Parallel Analysis with Optimal Implementation technique (PA; Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) and the Hull Method (HM; Lorenzo-Seva et al., 2011) was used to confirm the solution. The Robust Diagonally Weighted Least Squares (RDWLS; Asparouhov & Muthen, 2010) extraction method was used since it is adequate for ordinal variables with normality deviation, and items with loadings under  $|.30|$  were excluded.

The H index and the Closeness to Unidimensionality Assessment were also analyzed. The first evaluates how much a set of items represents a common factor, with high H values ( $> .80$ ) suggesting a well-defined latent variable that is more likely to remain stable in different studies (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018). The second verifies whether the scale can be understood as unidimensional and includes three indices: the Unidimensional Congruence (UniCo), which must be greater than .95; the Explained Common Variance (ECV), which must be greater than .85; and the Mean of Item Residual Absolute Loadings (MIREAL), which must be lower than .30 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018).

Since FACTOR runs a Semi-Confirmatory Factor Analysis (SCFA) along with the EFA, the goodness-of-fit indices derived from that analysis were evaluated as well. For that, we used the Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) which should be less than .08, the Comparative Fit Index (CFI), and the Tucker-Lewis Index (TLI) which should be above .90, or preferably .95 (Brown, 2006).

The CFA was implemented using the lavaan package, version 0.6-8, (Rosseel, 2012) for R. Although stated differently in the pre-registration, this analysis was conducted with the RDWLS estimation method as it is more appropriate for ordinal measures and complements the EFA. The same fit indices of the SCFA were assessed.

With the confirmed factor structure for the LHS, we assessed the evidence of nomological validity through the polychoric correlation between the LHS, the SES, and the PSS-10 factor score estimates using the psych package, version 2.1.3, (Revelle, n.d.) for R. Also, we assessed exploratory differences in LHS scores by sociodemographic data through t-tests and robust ANOVAs with the WRS2 package, version 1.1, (Mair & Wilcox, 2020) for R. Considering the robust ANOVAs computed by this package, the procedures consider: (a) for the test statistics, the trimmed means and allows heteroscedasticity; (b) for the explanatory effect size measure ( $\zeta$ ), it does not require equal variances and can be generalized to multiple groups settings, its interpretation consider .10 corresponding to a small effect size, .30 to a medium effect size, and .50 to a large effect size; and, (c) for the posthoc tests, it is computed on trimmed means and use the linear contrast expression, represented by  $\hat{\Psi}$  (Mair & Wilcox, 2020).

## Results

The polychoric correlation matrix was considered appropriate for the EFA with a KMO of .86, 95% BC CI (Bias Corrected CI) [.825, .826]. The PA technique suggested a unidimensional solution, considering the 95 percentile of random variance and a solution with two factors considering the mean of random variance, therefore we used the HM which confirmed the unidimensional solution.

The first analysis was conducted with 20 items which presented an explained variance of 47.44% and good reliability indices, although two items had poor loadings. Item 4 (“I

don't place myself in situations in which I cannot predict the outcome"; loading of .01) and 19 ("I feel that my success reflects my ability, not chance"; loading of -.23) had loadings smaller than the cutoff value ( $< .30$ ). Thus, they were excluded from the scale, and a new analysis was run. Table 1 presents the item loadings, explained variance, eigenvalue, and reliability coefficients for the analysis with 18 items.

**Table 1**

*Exploratory Factor Analysis of the LHS with 18 items*

Variables	Factor Solution
1. Não importa o quanto de energia eu coloco em uma tarefa, eu sinto que não controlo os resultados.	.72
2. Eu sinto que a minha habilidade de resolver problemas é a razão do meu sucesso.	-.79
3. Eu consigo encontrar soluções para problemas difíceis.	-.76
5. Se eu completo uma tarefa com sucesso, é provavelmente por causa da minha habilidade.	-.69
6. Eu tenho a habilidade para resolver a maioria dos problemas da vida.	-.68
7. Quando não tenho sucesso em uma tarefa, não tento outras parecidas porque sinto que também falharia nelas.	.75
8. Quando algo não acontece do jeito que eu planejei, eu sei que foi pela minha falta de habilidade.	.57
9. Outras pessoas têm mais controle sobre seu sucesso e/ou fracasso do que eu.	.74
10. Eu tento novas tarefas, ainda que eu tenha falhado em tarefas similares no passado.	-.68
11. Quando eu tenho um baixo desempenho é porque eu não tenho a habilidade para desempenhar melhor.	.54
12. Eu aceito tarefas, mesmo que eu não tenha certeza se terei sucesso nelas.	-.30



Variables	Factor Solution
13. Eu sinto que tenho pouco controle sobre os resultados do meu trabalho.	.75
14. Eu sou bem sucedido na maioria das tarefas que tento.	-.83
15. Eu sinto que qualquer pessoa pode ser melhor do que eu na maioria das tarefas.	.77
16. Eu sou capaz de alcançar meus objetivos na vida.	-.76
17. Quando eu não tenho sucesso em uma tarefa, eu culpo a minha própria estupidez por ter falhado.	.68
18. Não importa o quanto eu tente, as coisas nunca parecem funcionar do jeito que eu quero que elas funcionem.	.81
20. Meu comportamento parece influenciar o sucesso de um grupo que participo.	-.55
Eigenvalue	9.01
Alpha Reliability	.94
Omega Reliability	.94
Explained Variance	50.04%

Additionally, the Closeness to Unidimensionality Assessment pointed to the appropriateness of the 18-items solution ( $UniCo = .97$ , 95% BC CI [.96, .99];  $ECV = .87$  [.84, .91];  $MIREAL = .23$  [.18, .27]) and the H-index for construct replicability suggested that this dimension should be stable across future studies ( $H-latent = .96$ , 95% BC CI [.94, .96];  $H-observed = .94$  [.91, .95]).

Considering the 18 items solution, the second half of the sample was assessed for its adequacy. The polychoric correlation matrix was deemed appropriate,  $KMO = .84$ , 95% BC CI [.83, .86], and the CFA was conducted. Goodness-of-fit indices for both the SCFA and the CFA were fair, with slightly better results for the first, as it is a less restrictive analysis (see Table 2). Also, all reliability estimates for the CFA solution were good,  $\alpha = .94$ ,  $\omega = .96$  and

$CR = .97$ .

**Table 2**

*Goodness-of-fit Indices of the 18-items version of the LHS*

	<i>N</i>	Goodness-of-fit Indices			
		$\chi^2$ ( <i>df</i> )	<i>RMSEA</i> [90% BC CI]	<i>CFI</i>	<i>TLI</i>
SCFA	214	214.482 (135)*	.053 [.042, .055]	.989	.987
CFA	215	424.482 (189)*	.076 [.067, .086]	.951	.960

*Note.*  $\chi^2$  = Robust Mean and Variance-Adjusted Chi Square; *df* = Degrees of Freedom; BC = Bias Corrected. \*  $p < 0,001$ .

Then, we assessed the convergent and divergent validity using the total sample ( $N = 429$ ) between the factor score estimates composed from a polychoric correlation. As expected, the LHS was strongly and positively correlated with the SES,  $r = .86$  [.83, .89], and the LHS was negatively correlated with the PSS-10,  $r = -.72$  [-.77, -.67].

For the difference in the LHS scores by sociodemographic data, we also considered the total sample for the analysis and computed the scores by summing the item scores, as proposed by McKean (1994).

Considering gender, the t-test was computed for people who identified as female and male, non-binaries and other categories were discarded due to the small group size ( $n = 3$ ). In average people who identified as male presented slightly higher levels of LH ( $M = 50.88$ ,  $SD = 8.28$ ) than people who identified as female ( $M = 49.40$ ,  $SD = 8.04$ ), although those results were non-significant,  $t$  (NA) = -1.006,  $p = .31$ , 95% BCI [-2.97, 1.07].

As for the state the participants were from, the categories were computed by region to

assure larger groups and representation, only the Central-West ( $n = 181$ ) and Southeast ( $n = 158$ ) regions of Brazil had relevant group sizes, and other respondents were filtered out of the dataset ( $n = 90$ ). For these groups, results were non-significant,  $t$  (NA) = .48,  $p = .62$ , 95% BCI [-1.35, 2.25], as the mean difference between groups was close to zero (.45).

Another LHS score difference assessed was between education levels, considering the following categories: high school graduates ( $n = 79$ ), college graduates ( $n = 187$ ), and postgraduates ( $n = 158$ ). People who were only elementary school graduates were filtered out from the dataset as they did not have a sufficient large group size ( $n = 7$ ). The results showed significant difference for LHS scores by education levels with a medium effect size,  $F(2, 123.85) = 16.25$ ,  $p < .001$ ,  $\zeta = .36$ , 95% BCI [.20, .50]. Therefore we proceeded to the post-hoc analysis which indicated that: (a) college graduates had higher LHS scores ( $M = 47.98$ ,  $SD = 7.56$ ) than high school graduates ( $M = 47.08$ ,  $SD = 9.31$ ), although non-significant,  $\hat{\Psi} = .54$ ,  $p = .64$ , 95% BCI [-2.27, 3.34]; (b) postgraduates ( $M = 52.82$ ,  $SD = 7.07$ ) had higher LHS scores than college graduates with significant difference,  $\hat{\Psi} = -4.25$ ,  $p < .001$ , 95% BCI [-6.23, -2.27]; and, (c) postgraduates had higher LHS scores than high school graduates with significant difference,  $\hat{\Psi} = -4.79$ ,  $p < .001$ , 95% BCI [-7.58, -2.00].

Difference in LHS scores were also found between socioeconomic status,  $F(2, 149.14) = 17.89$ ,  $p < .001$ ,  $\zeta = .39$ , 95% BCI [.25, .53], considering the following categories: low socioeconomic status ( $n = 206$ ), which considers a monthly income up to 3 minimum wages per month (< BRL 3,300.00); average socioeconomic status ( $n = 120$ ), which considers a monthly income from 3 to 7 minimum wages per month (BRL 3,300.00 - 7,700.00); and, high socioeconomic status ( $n = 103$ ), which considers a monthly income above 7 minimum wages per month (> BRL 7,700.00). The post-hoc analysis indicated that: (a) people with an average socioeconomic status ( $M = 51.16$ ,  $SD = 7.81$ ) had higher LHS scores than people

with lower socioeconomic status ( $M = 47.07$ ,  $SD = 7.97$ ) with significant difference,  $\hat{\Psi} = -4.31$ ,  $p < .001$ , 95% BCI [-6.47, -2.16]; (b) also, people with higher socioeconomic status ( $M = 52.82$ ,  $SD = 7.41$ ) had higher LHS scores than people with lower socioeconomic status with significant difference,  $\hat{\Psi} = -5.28$ ,  $p < .001$ , 95% BCI [-7.66, -2.89]; but, (c) people with average socioeconomic status had no statistically significant difference from people with higher socioeconomic status,  $\hat{\Psi} = -.97$ ,  $p = .34$ , 95% BCI [-3.40, 1.47].

Finally, differences in LHS scores were found for age,  $F(2, 119.62) = 14.77$ ,  $p < .001$ ,  $\xi = .40$ , 95% BCI [.24, .55]. Post-hoc comparisons showed that older people had significantly higher LHS scores than younger people, considering: people from 18 to 30 years old ( $M = 46.43$ ,  $SD = 8.35$ ), people from 30 to 60 years old ( $M = 50.35$ ,  $SD = 7.86$ ), and people from 60 to 80 years old ( $M = 52.81$ ,  $SD = 6.98$ ).

## Discussion

This study aimed to adapt the LHS to Brazilian Portuguese and assess its psychometric properties in a Brazilian sample. The multiple procedures assessed in the EFA (i.e., PA, HM, and Closeness to Unidimensionality Assessment) indicated that the unidimensional solution is adequate for a Brazilian sample. This finding reproduces other studies that suggest the usage of the LHS as a general LH measure (McKean, 1994; Santos et al., 2002; Santos et al., 2007; Sterling et al., 1996).

In the original 20-items version of the scale, items 4 and 19 presented factor loadings under the cutoff value (.01 and -.23), so we removed them. Item 4 already displayed poor factor loading in the Portuguese sample (.06 in Santos et al., 2007) and could be caused by double negatives in the affirmative, which demand more cognition from the participants and tend to generate inconsistent answers<sup>3</sup>. As for item 19, the verb change from “reflects” to

---

<sup>3</sup> We thank one of the anonymous reviewers of the draft manuscript for this suggestion.

“depends” in the Portuguese version could have changed the sentence relation between “success” and “ability” from consequence to dependence. In that manner, participants who scored higher or lower in this item could both indicate greater LH.

The goodness-of-fit indices from the SCFA and the CFA indicated the adequacy of the scale with 18 items following Brown’s (2006) cutoff values. The H-index suggested that the latent variable is well defined and will probably be stable across multiple studies and samples (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018). The scale also showed good reliability through all the assessed indices (i.e., Cronbach’s alpha, McDonald’s omega, and CR). Evidence of nomological validity was found, as predicted and showed in previous studies, with LHS being strong and positively correlated with SES (Quinless & Nelson, 1988) and strong and negatively correlated with PSS-10 (Sullivan et al., 2012).

Nonetheless, the factor score of the original 20-items scale was suggested to be the sum of each items’ score, which should range from 20 to 80, with scores higher than 41 indicating LH (McKean, 1994; Quinless & Nelson, 1988). Following the same logic and considering that two items were removed from the Brazilian version of the LHS, the factor score should range from 18 to 72, with scores higher than 37 indicating LH. Despite the sum of item scores being adequate for its simplicity, preservation of raw data variation, and retention of scale metrics (DiStefano et al., 2009), its use in classifying or diagnosing individuals as helpless, or not, with only a mean plus one cutoff is not adequate. A better solution for those cases would be to use a standardization sample with at least three categories (e.g., low, medium, and high), but that exceeds the scope of this study.

Furthermore, we did an exploratory assessment of the differences in LHS scores by sociodemographic data. We found no significant differences between people who identified as female and male. This is consistent with numerous findings (see McKean, 1994; Santos et

al., 2007; Sterling et al., 1996), although Miller III and Norman (1979) have suggested that gender could produce a differential influence on LH, and Santos et al. (2003) have found differences by gender in a Portuguese sample. Also, we found no significant differences for the Central-West and Southeast regions of Brazil. This could be explained by both being highly represented by great cities in this sample which have great people exchange.

The other differences assessed were significant. Considering education level, people with higher levels of education also presented higher levels of LH. In a way, is expected that people with higher education levels would feel more in control of their life by having more job options and status. Yet, this could lead to frustration and self-culpability when things don't go their way. Also, people with higher socioeconomic status seem to present higher levels of LH, which is consistent with the findings of Santos et al. (2007) within a prison inmates' sample, but contrary to Santos and Faria (2008) in a broad Portuguese sample. In concordance with the first authors, this could mean that people with higher socioeconomic status (and probably also higher education levels) are lesser prone to adapt to new situations and could more easily blame themselves. Those results demand further investigation.

Similar to the findings of Santos et al. (2003), it was also found significant differences in LH levels by age, in which case older people being more affected by it. As argued by Santos et al. (2003), this could be a consequence of the dependence our society imposes on the elderly. But other situational cues could create this pattern. One is quite particular to Brazilians. The recently approved reform in Social Security (approved on November 13th, 2019) has brought a fear of being unable to guarantee a quality of life after retirement. And more general, when people age, they tend to have more responsibilities and obligations which cannot always be controlled and could lead to experiencing greater LH than the young.

One of the limitations of this study was its sample, which was non-representative of

the Brazilian population. Similar to the pattern found by Quinless and Nelson's (1988) study, this sample was primarily composed of people who identified as women (80.65%).

Nonetheless, other characteristics were quite distributed, as showed in the state of residence, age, education, and, most of all, monthly income. On its strengths, this study used adaptation process' guidelines, robust data analysis procedures, and conformed to Open Science principles. All procedures from data analysis were computed using polychoric correlations (Muthen & Kaplan, 1985) and corrections for non-normality (Asparahouv & Muthen, 2010), which comprises the ordinal level of measurement of the scales.

Finally, this study contributed to the accumulation of evidence on the validity of the Brazilian version of LHS and its adequacy for use in further studies. As discussed previously, the possibilities of LH's predictive role have not been fully assessed yet. It is expected that with an instrument adequate for use, further research can be developed to aggregate evidence of validity to LHS and present LH's relevance in societal issues (e.g., Santos et al., 2007; Schiefer & Krahe, 2014; Landry et al., 2018).

## References

- Abramson, L., Seligman, M., & Teasdale, J. (1978). Learned helplessness in humans: Critique and reformulation. *Journal of Abnormal Psychology, 87*, 49-74. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.87.1.49>
- Asparouhov, T., & Muthen, B. (2010). *Simple second order chi-square correction*. Unpublished manuscript. [https://www.statmodel.com/download/WLSMV\\_new\\_chi21.pdf](https://www.statmodel.com/download/WLSMV_new_chi21.pdf)

- Borsa, J. C., Damásio, B. F., & Bandeira, D. R. (2012). Cross-cultural adaptation and validation of psychological instruments: Some considerations. *Paidéia*, 22(53), 423-432. <https://doi.org/10.1590/1982-43272253201314>
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford Press.
- Cohen, S., Karmack, T., & Mermelsteinm, R. (1983). A global measure of perceived stress. *Journal of Health and Social Behavior*, 24(4), 385-396. <https://doi.org/10.2307/2136404>
- Costello, C. G. (1978). A critical review of Seligman's laboratory experiments on learned helplessness and depression in humans. *Journal of Abnormal Psychology*, 87(1), 21-31. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.87.1.21>
- Damásio, B. F. (2012). Uses of exploratory factorial analysis in Psychology. *Avaliação Psicológica*, 11(2), 213-228. <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/avp/v11n2/v11n2a07.pdf>
- DiStefano, C., Zhu, M., & Míndrilã, D. (2009). Understanding and using factor scores: Considerations for the applied researcher. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 14(20), 1-11. <https://doi.org/10.7275/da8t-4g52>
- Faria, L. (1999). Contextos sociais de desenvolvimento das atribuições causais: O papel do nível socio-económico e da raça. *Análise Psicológica*, 17(2), 265-273. <https://scielo.pt/pdf/aps/v17n2/v17n2a03.pdf>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78, 762-780. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>



- Fontaine, A. M., & Faria, L. (1989). Teorias pessoais do sucesso. *Cadernos de Consulta Psicológica*, 5, 5-18. [https://sigarra.up.pt/fpceup/pt/pub\\_geral.pub\\_view?pi\\_pub\\_base\\_id=82319](https://sigarra.up.pt/fpceup/pt/pub_geral.pub_view?pi_pub_base_id=82319)
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2005). *Análise multivariada de dados*. Bookman.
- Hutz, C. S., & Zanon, C. (2011). Revision of the adaptation, validation, and normatization of the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Avaliação Psicológica*, 10(1), 41-49. <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/avp/v10n1/v10n1a05.pdf>
- International Test Commission. (2017). *The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests* (2nd Edition). <https://www.intestcom.org/>
- Landry, N., Gifford, R., Milfont, T. L., Weeks, A., & Arnocky, S. (2018). Learned helplessness moderates the relationship between environmental concern and behavior. *Journal of Environmental Psychology*, 55, 18-22. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2017.12.003>
- Lorenzo-Seva, U., Timmerman, M. E., & Kiers, H.A.L. (2011). The Hull method for selecting the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, 46, 340-364. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.564527>
- Luft, C. D. B., Sanches, S. O., Mazo, G. Z., & Andrade, A. (2007). Brazilian version of the Perceived Stress Scale: Translation and validation for the elderly. *Revista de Saúde Pública*, 41(4), 606-615. <https://doi.org/10.1590/S0034-89102007000400015>
- Maier, S. F., & Seligman, M. E. P. (1976). Learned helplessness: Theory and evidence. *Journal of Experimental Psychology: General*, 105(1), 3-46. <https://doi.org/10.1037/0096-3445.105.1.3>

- Mair, P., & Wilcox, R. (2020). Robust statistical methods in R using the WRS2 package. *Behavior Research Methods*, 52, 464–488. <https://doi.org/10.3758/s13428-019-01246-w>
- McKean, K. J. (1994). Using multiple risk factors to assess the behavioral, cognitive, and affective effects of learned helplessness. *The Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied*, 128(2), 177-183. <https://doi.org/10.1080/00223980.1994.9712721>
- Miller III, I. W., & Norman, W. H. (1979). Learned helplessness in humans: A review and attribution-theory model. *Psychological Bulletin*, 86(1), 93-118. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.86.1.93>
- Muthen, B., & Kaplan, D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38, 171-189. <https://10.1111/j.2044-8317.1985.tb00832.x>
- Quinless, F. W., & Nelson, M. A. M. (1988). Development of a measure of learned helplessness. *Nursing Research*, 37(1), 11-15. <https://doi.org/10.1097/00006199-198801000-00003>
- Revelle, W. (n.d.). An introduction to Psychometric Theory with applications in R. Springer. <http://personality-project.org/r/book/>
- Rosenberg, M. (1979). *Conceiving the self*. Basic Books.
- Rosenbusch, H., Wanders, F., & Pit, I. L. (2020). The Semantic Scale Network: An online tool to detect semantic overlap of psychological scales and prevent scale redundancies. *Psychological Methods*, 25(3), 380-392. <https://doi.org/10.1037/met0000244>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <http://www.jstatsoft.org/v48/i02/>

- Santos, N. L., & Faria, L. (2008, October 2-4). *Validação da Escala de Abandono Aprendido (EAA) em diferentes contextos de vida* [Poster presentation]. XIII Conferência Internacional Avaliação Psicológica: Formas e Contextos, Braga.
- Santos, N. L., Lima, A. P., & Faria, L. (2007). Escala de Abandono Aprendido (EAA) revisitada: Estudo no contexto prisional do norte de Portugal. *Revista da Faculdade de Ciências Humanas e Sociais*, 4, 172-184.
- Santos, N. L., Ribeiro, H., & Faria, L. (2002). Adaptação de uma “Escala de Abandono Aprendido” (Learned Helplessness Scale) ao contexto português. *Revista de Psiquiatria*, III(3-4), 25-44.
- Schiefer, D., & Krahé, B. (2014). Ethnic identity and orientation to white american culture are linked to well-being among American Indians: But in different ways. *Social Psychology*, 45(1), 1-14. <https://doi.org/10.1027/1864-9335/a000155>
- Seligman, M. E. P., & Maier, S. F. (1967). Failure to escape traumatic shock. *Journal of Experimental Psychology*, 74(1), 1-9. <https://doi.org/10.1037/h0024514>
- Šrol, J., Ballová Mikušková, E., Čavojová, V. (2021). When we are worried, what are we thinking? Anxiety, lack of control, and conspiracy beliefs amidst the COVID-19 pandemic. *Applied Cognitive Psychology*, 1-10. <https://doi.org/10.1002/acp.3798>
- Sterling, R. C., Gottheil, E., Weinstein, S. P., Lundy, A., & Serota, R. D. (1996). Learned helplessness and cocaine dependence: An investigation. *Journal of Addictive Diseases*, 15(2), 13-24. [https://doi.org/10.1300/J069v15n02\\_02](https://doi.org/10.1300/J069v15n02_02)
- Sullivan, D. R., Liu, X., Corwin, D. S., Verceles, A. C., McCurdy, M. T., Pate, D. A., Davis, J. M., & Netzer, G. (2012). Learned helplessness among families and surrogate decision-makers of patients admitted to medical, surgical, and trauma ICUs. *Chest*, 142(6), 1440-1446. <https://doi.org/10.1378/chest.12-0112/>

Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with Parallel Analysis. *Psychological Methods, 16*, 209-220.  
<https://doi.org/10.1037/a0023353>

Zheng, L., Miao, M., & Gan, Y. (2020). Perceived control buffers the effects of the COVID-19 pandemic on general health and life satisfaction: The mediating role of psychological distance. *Applied Psychology: Health & Well-Being, 12*, 1095-1114.  
<https://doi.org/10.1111/aphw.12232>

## Apêndice G — Correlações entre Variáveis do Estudo

**Tabela C1**

*Correlações de Pearson entre variáveis.*

Variáveis	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. Comportamento Passado em Ação Coletiva	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
2. Intenção em Agir Coletivamente	0,85	.	.	.	.	.	.	.	.	.
3. Motivações Contrárias ao Sistema	0,30	0,40	.	.	.	.	.	.	.	.
4. Motivações Favoráveis ao Sistema	0,35	0,31	-0,08	.	.	.	.	.	.	.
5. Raiva	0,19	0,25	0,35	-0,14	.	.	.	.	.	.
6. Privação Relativa	0,02	0,10	0,47	-0,41	0,37	.	.	.	.	.
7. Desamparo Aprendido	-0,18	-0,09	0,22	-0,35	0,27	0,35	.	.	.	.
8. Justificação do Sistema	-0,08	-0,17	-0,59	0,40	-0,41	-0,76	-0,41	.	.	.
9. Orientação Política <sup>a</sup>	-0,20	-0,28	-0,58	0,29	-0,34	-0,63	-0,32	0,70	.	.
10. Privação Econômica	0,07	0,05	0,02	0,06	-0,02	0,02	-0,02	0,00	0,02	.

*Nota.* a = 0 indica extrema esquerda e 100 extrema direita.