Estado da publicação: O preprint não foi publicado em outro meio.

O Brasileiro trabalha menos do que deveria?

Victor Rangel

https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

Submetido em: 2026-02-25
Postado em: 2026-02-27 (versão 1)
(AAAA-MM-DD)

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

O Brasileiro trabalha menos do que deveria?

Sensibilidade à Forma Funcional, Controles Institucionais
e a Hipótese Cultural

Victor Rangel

Insper · *Econometria Fácil*[*]

https://orcid.org/0000-0002-4520-2795

Fevereiro de 2026

Abstract

Uma afirmação amplamente divulgada na mídia brasileira sustenta que os brasileiros trabalham substancialmente menos do que o esperado para seu nível de renda. Usando os dados de Gethin e Saez (2025) para 160 países, mostro que essa conclusão é um artefato da especificação econométrica. O resíduo do Brasil muda de sinal conforme a forma funcional, o método de ponderação e, sobretudo, a inclusão de controles institucionais—tributação, informalidade e regulação de jornada. Quando esses controles são adicionados, o Brasil passa a trabalhar *mais* do que o esperado, tanto no cross-section quanto em painel (1988–2023). A hipótese de que o desvio reflete uma "preferência cultural por lazer" é testada com microdados da World Values Survey para 58 países e rejeitada: a variável que a mede diretamente—disposição a priorizar trabalho sobre lazer—torna-se insignificante condicionalmente a instituições.

Palavras-chave: horas trabalhadas, comparação internacional, determinantes institucionais, atitudes culturais, Brasil
JEL: J22, O15, C21, C23

[*]Documento de trabalho preliminar; comentários são bem-vindos. E-mail: victorrsr@al.insper.edu.br. Versão mais recente disponível aqui.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

English Title: Do Brazilians Work Less Than They Should? Sensitivity to Functional Form, Institutional Controls, and the Cultural Hypothesis

Abstract. A widely reported claim in the Brazilian media holds that Brazilians work substantially fewer hours than expected given their income level. Using data from Gethin e Saez (2025) covering 160 countries, I show that this conclusion is an artifact of the econometric specification. Brazil's residual changes sign depending on the functional form, the weighting method, and, most importantly, the inclusion of institutional controls—taxation, informality, and working-time regulation. When these controls are added, Brazil shifts to working *more* than expected, both in the cross-section and in a panel setting (1988–2023). The hypothesis that the deviation reflects a "cultural preference for leisure" is tested using microdata from the World Values Survey for 58 countries and rejected: the variable that directly measures it—willingness to prioritize work over leisure—becomes insignificant conditional on institutions.

Keywords: hours worked, international comparison, institutional determinants, cultural attitudes, Brazil

JEL: J22, O15, C21, C23

1 Introdução

Em fevereiro de 2026, a *Folha de S. Paulo* publicou reportagem declarando que "o brasileiro não trabalha muito" e "nem pode ser considerado particularmente esforçado", posicionando o país no terço inferior de múltiplos rankings de horas trabalhadas—60º de 85 países controlando por produtividade e demografia, 53º de 76 ao incluir impostos e transferências (Folha de S. Paulo, 2026). A análise, atribuída a Daniel Duque (FGV Ibre), baseava-se em Gethin e Saez (2025), que harmoniza dados de horas trabalhadas de 160 países, e concluía que "o que provavelmente explica o desvio brasileiro é uma questão cultural, uma preferência por maior quantidade de lazer".[1]. O artigo gerou amplo debate e reforçou a narrativa de que trabalhadores brasileiros são culturalmente avessos ao esforço.

Essa abordagem contém três problemas econométricos, ao meu ver: Primeiro, trata uma regressão descritiva como evidência causal sem explicitar uma estratégia de identificação, quando a posição no ranking depende inteiramente do conjunto de condicionamento e da especificação. Segundo, omite a análise institucional central ao paper original: Gethin e Saez (2025) mostram que tributação, informalidade e regulação de jornada são os determinantes primários da variação entre países—não a renda per se. Terceiro, assume uma explicação culturalista sem testá-la.

[1]Posteriormente, Duque (2026) publicou versão expandida da análise no Blog do IBRE, incluindo modelo de painel com efeitos fixos de país e ano, controles demográficos detalhados, e uma seção respondendo a este artigo. A Seção 3.4 discute as divergências metodológicas entre os dois exercícios.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

Esta nota aborda os três pontos. A Seção 2 descreve dados e metodologia. A Seção 3 apresenta resultados. A Seção 4 conclui.

2 Dados e Metodologia

A fonte primária são os dados disponibilizados por Gethin e Saez (2025)[2], com a variável w_{pri} (horas semanais por trabalhador em idade ativa, 20–59). Para a hipótese cultural, construo agregados por país a partir dos microdados da World Values Survey Onda 7 (2017–2022) (Haerpfer et al., 2022), cobrindo 58 países: a parcela de respondentes que consideram trabalho "muito" ou "bastante importante" na vida (Q5) e a parcela que concorda que "trabalho deve vir primeiro, mesmo com menos lazer" (Q41, categorias "concordo totalmente" e "concordo"). As médias são ponderadas pelo peso amostral fornecido pela WVS. O merge com os dados de horas produz 58 países; quando restrito aos países com controles institucionais disponíveis, 49 países.

O modelo base é:

$$w_{pri,i} = \beta_0 + \beta_1 \,\mathrm{agdp}_i + \beta_2 \,\mathrm{agdp}_i^2 + \varepsilon_i \tag{1}$$

onde $\mathrm{agdp}_i = \log(\mathrm{PIB}/\mathrm{adulto}_i)$, estimado por MQP com população adulta como peso. A posição do Brasil é dada pelo resíduo $\hat{\varepsilon}_i$.

Para testar sensibilidade, estimo variações de (1) com graus polinomiais alternativos, com e sem ponderação, e com diferentes conjuntos de controles institucionais:

$$w_{pri,i} = f(\mathrm{agdp}_i) + \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{Z}_i + \varepsilon_i \tag{2}$$

onde $\mathbf{Z}_i$ inclui a alíquota de imposto sobre trabalho, a taxa de informalidade (OIT) e o índice de regulação de jornada. A justificativa para a escolha de $\mathbf{Z}_i$ segue diretamente os resultados da Seção 6 de Gethin e Saez (2025). Os autores documentam que a alíquota de imposto sobre trabalho (Bachas et al., 2022) tem elasticidade cruzada de 0,89 com horas de adultos em idade ativa, mas que essa elasticidade colapsa para zero ao se controlar pela fração de emprego formal e por um índice de regulação de jornada (Tabela 7, Painel C). A interpretação é que impostos sobre trabalho não reduzem horas via efeitos substituição e renda, mas porque correlacionam-se com o desenvolvimento do emprego formal e das regulações que o acompanham. Tributação, informalidade e regulação constituem, portanto, o conjunto mínimo de condicionantes institucionais que o paper original identifica como determinantes primários da variação internacional de horas, e são precisamente as variáveis omitidas na análise divulgada pela mídia.

[2]Disponível em https://amory-gethin.fr/data.html

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

Para o teste cultural, a especificação completa é:

$$w_{pri,i} = f(\text{agdp}_i) + \boldsymbol{\delta}'\mathbf{Z}_i + \gamma_1 \,\text{TrabImp}_i + \gamma_2 \,\text{TrabPrim}_i + \varepsilon_i \tag{3}$$

Se a explicação culturalista é correta, as variáveis TrabImp e TrabPrim devem manter poder explicativo mesmo após condicionar por $\mathbf{Z}$.

Complemento a análise cross-section com estimações em painel (1988–2023) usando o banco longitudinal de Gethin e Saez (2025). A escolha de 1988 como ano inicial reflete a Constituição Federal, que reduziu a jornada legal de 48 para 44 horas semanais—uma mudança estrutural que torna o período anterior não comparável para o Brasil. O modelo em painel é:

$$w_{pri,it} = \alpha_i + \mu_t + \beta_1 \,\text{agdp}_{it} + \beta_2 \,\text{agdp}_{it}^2 + \gamma \,\tau_{it}^L + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

onde α_i são efeitos fixos de país, μ_t são efeitos fixos de ano, e τ_{it}^L é a alíquota de imposto sobre trabalho. Os efeitos fixos de país absorvem toda a heterogeneidade não observada entre países (incluindo cultura, geografia, religião), enquanto os efeitos fixos de ano absorvem tendências temporais comuns a todos os países—como a redução secular global de horas trabalhadas. Informalidade e regulação não estão disponíveis como variáveis que variam no tempo no banco de dados original.

Além do resíduo idiossincrático $\hat{\varepsilon}_{it}$, que capta desvios pontuais em um ano específico, o modelo em painel permite extrair os efeitos fixos de país $\hat{\alpha}_i$ e utilizá-los para ranquear países. O $\hat{\alpha}_i$ captura o nível *permanente* de horas do país i que não é explicado pelo PIB, pela tributação ou pela tendência global. Ranquear por $\hat{\alpha}_i$ responde à pergunta: controlando por renda e tendência temporal, quais países sistematicamente trabalham mais nesse período proposto?

3 Resultados

3.1 Sensibilidade à forma funcional e controles

A Figura 1 apresenta o ponto de partida: a regressão quadrática ponderada de horas sobre PIB por adulto, com 160 países. O Brasil aparece abaixo da curva ajustada, com resíduo de -189 minutos/semana e ranking $101^{\text{o}}/160$ ($R^2 = 0{,}38$). Esse é o resultado que sustenta a narrativa da Folha.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

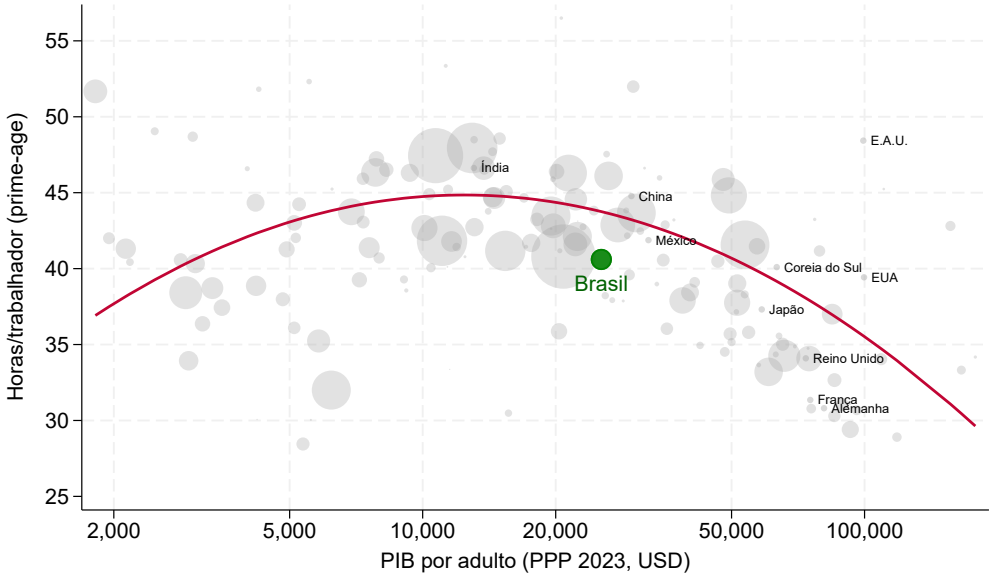

Figure 1: Horas trabalhadas vs. PIB por adulto, especificação quadrática ponderada por população. $N = 160$ países. Dados de Gethin e Saez (2025).

Esse resultado, contudo, não é robusto. A Tabela 1 documenta a sensibilidade do resíduo brasileiro a decisões de modelagem aparentemente inocentes. O Painel A estima a relação horas–PIB para os 160 países sem controles adicionais, variando o grau polinomial (linear vs. quadrático) e o método de estimação (MQP vs. MQO). O resíduo do Brasil oscila de −189 a +20 minutos/semana, e o ranking de 80º a 101º entre 160 países. Especificamente, a especificação linear com MQO—igualmente defensável a priori—posiciona o Brasil *acima* da reta ajustada (+20 min), eliminando qualquer "déficit" de horas. O Painel B repete o exercício adicionando os três controles institucionais de Gethin e Saez (2025). Neste caso, o resíduo torna-se positivo em todas as quatro especificações, variando de +57 a +206 minutos. O Brasil passa a figurar entre o 20º e o 43º lugar de 126 países—ou seja, trabalha *mais* do que o esperado, não menos. A tributação sobre trabalho e o índice de regulação de jornada são significativos em todas as colunas; a taxa de informalidade tem sinal variável e é geralmente insignificante, sugerindo que seu efeito opera via regulação.

A Figura 2 ilustra graficamente o resultado da coluna (2) do Painel B via um partial residual plot, avaliando os controles institucionais em suas médias amostrais ponderadas.[3] O Brasil move-se de abaixo para acima da curva: o resíduo inverte de −189 para +57 minutos, e a posição melhora de 101º para 43º/126. Dado seu peso tributário, informalidade e regulação, o Brasil trabalha *mais* do que o esperado, não menos.

[3] O partial residual plot subtrai de $w_{pri,i}$ a contribuição estimada dos controles avaliada no desvio em relação à média, i.e., $y_{\text{adj},i} = w_{pri,i} - \sum_k \hat{\beta}_k (Z_{ki} - \bar{Z}_k)$. A curva exibida usa exatamente os coeficientes de agdp e agdp^2 da regressão completa, e a distância vertical de cada ponto à curva coincide numericamente com o resíduo da especificação da coluna (2) do Painel B ($R^2 = 0{,}57$). O eixo vertical está na escala original (horas/semana), avaliado nos controles em suas médias.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

Table 1: Sensibilidade do resíduo brasileiro à forma funcional e controles institucionais

	Variável dependente: Horas semanais por trabalhador (*prime-age*)			
	(1) Lin. MQP	(2) Quad. MQP	(3) Lin. MQO	(4) Quad. MQO
Painel A: Sem controles institucionais				
log(PIB/adulto)	−1,957**	40,461***	−1,816***	25,533***
	(0,758)	(12,071)	(0,419)	(7,139)
[log(PIB/adulto)]^2		−2,146***		−1,397***
		(0,615)		(0,363)
Resíduo Brasil	−108 min	−189 min	+20 min	−70 min
Posição Brasil	80º/160	101º/160	80º/160	94º/160
N	160	160	160	160
R^2	0,139	0,381	0,126	0,227
R^2 Aj.	0,133	0,374	0,120	0,218
Painel B: Com controles institucionais (tributação, informalidade, regulação)				
log(PIB/adulto)	1,809	26,192***	0,408	13,128**
	(1,404)	(8,967)	(0,707)	(6,346)
[log(PIB/adulto)]^2		−1,342***		−0,678**
		(0,462)		(0,317)
Alíquota s/ trabalho	−17,843**	−19,545***	−17,566***	−17,368***
	(7,995)	(7,069)	(5,015)	(5,111)
Taxa de informalidade	−0,062	0,008	−0,034	−0,015
	(0,045)	(0,048)	(0,022)	(0,021)
Índice de regulação	−4,272*	−4,245**	−5,138**	−4,358**
	(2,400)	(1,643)	(2,010)	(2,061)
Resíduo Brasil	+168 min	+57 min	+206 min	+139 min
Posição Brasil	20º/126	43º/126	24º/126	29º/126
N	126	126	126	126
R^2	0,522	0,572	0,475	0,497
R^2 Aj.	0,506	0,554	0,458	0,476

Notas: Colunas (1)–(2) estimadas por Mínimos Quadrados Ponderados (MQP) com população adulta como peso; colunas (3)–(4) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A variável dependente é a média de horas semanais por trabalhador em idade ativa (20–59), de Gethin e Saez (2025). O Painel A estima a relação horas–PIB sem controles adicionais para a amostra completa de 160 países. O Painel B adiciona os três controles institucionais identificados por Gethin e Saez (2025) como determinantes primários: alíquota de imposto sobre trabalho (Bachas et al., 2022), taxa de informalidade (OIT) e índice de regulação de jornada. "Resíduo Brasil" é $\hat{u}_{\text{BRA}} \times 60$ (minutos/semana); "Posição Brasil" indica a classificação em que 1º = mais horas acima do esperado. Erros-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. $^{***}p < 0{,}01$, $^{**}p < 0{,}05$, $^{*}p < 0{,}10$.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

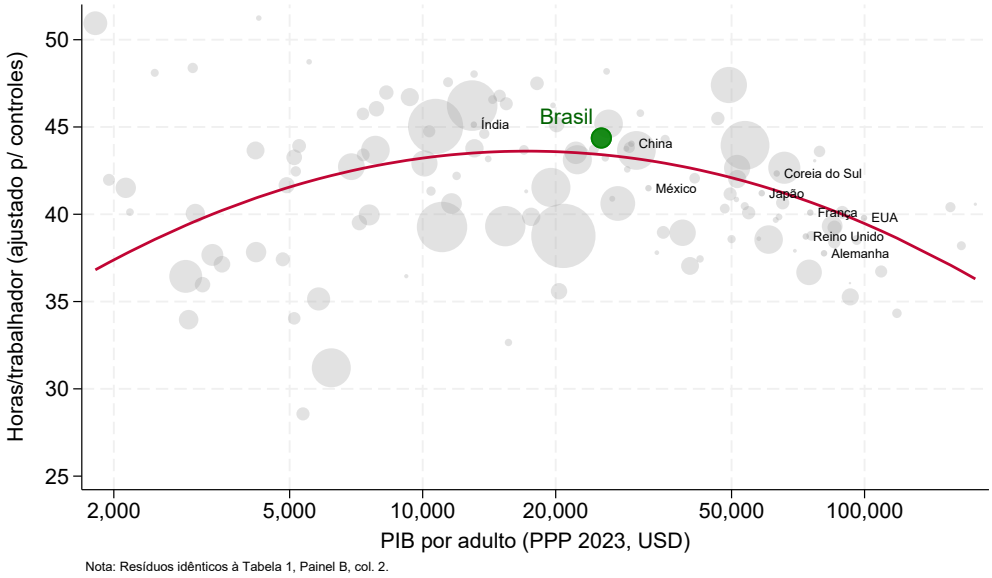

Figure 2: Partial residual plot: horas vs. PIB por adulto, controles institucionais avaliados em suas médias amostrais ponderadas (alíquota de trabalho, informalidade, regulação de jornada). $N = 126$ países com dados disponíveis. Resíduos idênticos à especificação completa (Tabela 1, Painel B, col. 2).

3.2 Evidência em painel

A Tabela 1 reporta estimativas cross-section, que exploram variação *entre* países em um único período. A Tabela 2 complementa essa análise usando o painel de Gethin e Saez (2025) (1988–2023), restrito ao período pós-Constituição Federal, que permite controlar por heterogeneidade não observada de cada país e por tendências temporais comuns. O único controle institucional disponível no painel é a alíquota de imposto sobre trabalho; informalidade e regulação de jornada são variáveis estáticas no banco de dados original.[4]

O resultado central da Tabela 2 é a especificação TWFE (coluna 3): quando se incluem efeitos fixos de ano, o resíduo do Brasil em 2022 *inverte de sinal* para +76 minutos. A interpretação é direta: a queda de horas trabalhadas no Brasil acompanhou a tendência global de redução de jornada. Quando essa tendência comum é absorvida pelos efeitos fixos de ano, o Brasil não apresenta desvio negativo; na verdade, trabalha *mais* do que o esperado condicional ao trend. A coluna (6), que adiciona a alíquota de imposto sobre trabalho, mantém o resultado (+66 min em 2020, último ano com dados de tributação).

A progressão entre colunas é instrutiva. Na coluna (1), o pooled OLS replica o padrão cross-section: o Brasil aparece com resíduo de −159 min. A coluna (2), que adiciona

[4]Os R^2 reportados para especificações com efeitos fixos são R^2 "within", que capturam apenas a variação residual explicada *após* a absorção dos efeitos fixos. Valores menores que no cross-section não indicam pior ajuste; indicam que a maior parte da variação já é absorvida pelos interceptos fixos. As colunas pooled (1) e (4) reportam o R^2 global.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

Table 2: Análise em painel: horas trabalhadas (prime-age), 1988–2023

	Variável dependente: Horas semanais por trabalhador (*prime-age*)					
	(1) Pooled	(2) EF País	(3) TWFE	(4) Pooled+τ	(5) EF+τ	(6) TWFE+τ
log(PIB/adulto)	35,579**	25,155***	13,090***	33,191***	24,571***	18,721***
	(15,823)	(2,461)	(2,306)	(9,853)	(2,415)	(2,397)
$[\log(\text{PIB/adulto})]^2$	−1,928**	−1,422***	−0,556***	−1,654***	−1,317***	−0,875***
	(0,809)	(0,123)	(0,120)	(0,508)	(0,121)	(0,124)
Alíquota s/ trabalho				−22,635***	−31,270***	−20,239***
				(4,761)	(1,534)	(1,728)
EF País	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
EF Ano	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
N	2.369	2.354	2.354	2.029	2.017	2.017
Países	160	145	145	135	123	123
R^2	0,428	0,161	0,043	0,560	0,303	0,129
$\hat{\varepsilon}_{\text{BRA}} \times 60$	−159	−59	+76	−68	−58	+66
	(2022)	(2022)	(2022)	(2020)	(2020)	(2020)
$\hat{\alpha}_{\text{BRA}} \times 60$			−12			+34
Posição Brasil			89º/145			51º/123
Painel balanceado (`panel` = 1)						
$\hat{\alpha}_{\text{BRA}} \times 60$			+98			+78
Posição Brasil			41º/87			27º/85

Notas: MQP com população adulta como peso. Painel não-balanceado, 1988–2023 (pós-Constituição Federal). A variável dependente é a média de horas semanais por trabalhador em idade ativa (20–59). Dados de Gethin e Saez (2025). EF País = efeitos fixos de país; EF Ano = efeitos fixos de ano. Alíquota sobre trabalho de Bachas et al. (2022). Nas colunas com efeitos fixos, observações singleton são removidas automaticamente. O R^2 nas colunas (2)–(3) e (5)–(6) é "within"; nas colunas (1) e (4) é o R^2 global do pooled OLS. $\hat{\varepsilon}_{\text{BRA}}$ é o resíduo idiossincrático do Brasil no último ano disponível (2022 sem tributação, 2020 com tributação). $\hat{\alpha}_{\text{BRA}}$ é o efeito fixo de país do Brasil—o nível permanente de horas não explicado por PIB, tributação e tendência global; posição 1º = mais horas acima do esperado. Colunas (1) e (4): erros-padrão clusterizados por país; colunas (2)–(3) e (5)–(6): erros-padrão robustos à heterocedasticidade, estimados com `reghdfe` (Correia, 2016). A última seção da tabela repete a extração de $\hat{\alpha}_i$ restringindo a amostra aos países com séries completas (`panel`= 1 no banco de dados original), eliminando países com poucas observações que podem distorcer o ranking.
$^{***}p < 0{,}01$, $^{**}p < 0{,}05$, $^{*}p < 0{,}10$.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

efeitos fixos de país mas não de ano, reduz o resíduo para −59 min—a heterogeneidade entre países já absorve parte do "déficit". A coluna (3), com TWFE, completa a inversão: +76 min. O mesmo padrão se repete nas colunas (4)–(6) com tributação.

Além do resíduo pontual $\hat{\varepsilon}_{it}$, que capta o desvio do Brasil em um ano específico, a Tabela 2 reporta os efeitos fixos de país $\hat{\alpha}_i$, que medem o nível *permanente* de horas de cada país após controlar por PIB, tributação e tendência temporal. Sem controles de tributação, o Brasil ocupa a posição 89ª de 145 países ($\hat{\alpha}_{\text{BRA}} = -12$ min), praticamente no centro da distribuição. Com tributação, o Brasil sobe para a posição 51ª de 123 países ($\hat{\alpha}_{\text{BRA}} = +34$ min)—no terço superior. A Tabela 3 compara o efeito fixo do Brasil com países-chave.

Table 3: Efeitos fixos de país ($\hat{\alpha}_i$): ranking de países selecionados

	Sem tributação		Com tributação	
País	Posição	$\hat{\alpha}_i \times 60$	Posição	$\hat{\alpha}_i \times 60$
Painel A: Todos os países				
Índia	7º/145	+629	4º/123	+472
China	40º/145	+245	29º/123	+161
Coreia	63º/145	+154	19º/123	+245
México	74º/145	+82	57º/123	+13
Brasil	**89º/145**	**−12**	**51º/123**	**+34**
Japão	101º/145	−131	42º/123	+78
EUA	111º/145	−207	67º/123	−37
Alemanha	135º/145	−544	104º/123	−198
Reino Unido	138º/145	−559	118º/123	−386
França	140º/145	−612	107º/123	−219
Suécia	143º/145	−703	96º/123	−162
Noruega	144º/145	−782	119º/123	−405
Painel B: Apenas países com painel completo				
Coreia	30º/87	+239	12º/85	+281
México	36º/87	+178	33º/85	+46
Brasil	**41º/87**	**+98**	**27º/85**	**+78**
Japão	51º/87	−46	21º/85	+122
EUA	60º/87	−134	43º/85	+3
Alemanha	79º/87	−466	69º/85	−146
Reino Unido	81º/87	−479	81º/85	−346
França	82º/87	−534	73º/85	−163
Suécia	85º/87	−624	59º/85	−96
Noruega	86º/87	−707	82º/85	−352

Notas: $\hat{\alpha}_i$ extraído do modelo TWFE (4) estimado para 1988–2023. Posição 1º = mais horas acima do previsto pelo modelo. Valores em minutos/semana. Coluna "Sem tributação" estima (4) sem τ^L; coluna "Com tributação" inclui a alíquota de imposto sobre trabalho. O Painel A usa todos os países disponíveis (incluindo países com poucas observações e singletons). O Painel B restringe a amostra aos países com painel completo (`panel` = 1 nos dados de Gethin e Saez 2025), eliminando singletons e países com dados esporádicos. No Painel B, o Brasil sobe para o terço superior mesmo sem controle de tributação.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

O padrão da Tabela 3 é instrutivo. No Painel A, sem controle de tributação, o ranking reflete em parte a carga tributária de cada país: economias com alta tributação (Escandinávia, Europa Ocidental) aparecem no fundo, e economias com baixa tributação (Sul Asiático, África) no topo. Quando se controla por tributação, a dispersão comprime-se e o ranking muda substancialmente—o Japão sobe de 101º para 42º, os EUA de 111º para 67º, e o Brasil de 89º para 51º. Isso confirma que a tributação é o principal determinante das diferenças permanentes entre países, em linha com os resultados cross-section da Tabela 1.

O Painel B restringe a amostra aos 87 países com séries temporais completas (`panel`= 1 nos dados originais), eliminando países com observações esporádicas que podem distorcer os efeitos fixos. O resultado é ainda mais favorável ao Brasil: $\hat{\alpha}_{\text{BRA}} = +98$ min (41º/87) sem tributação e +78 min (27º/85) com tributação—terço superior em ambos os casos. Nessa amostra, o Brasil fica acima de Japão, EUA, e todos os europeus ocidentais. Notavelmente, os EUA ficam próximos de zero (+3 min, 43º/85), sugerindo que, controlado por tributação e tendência global, o padrão de horas americano não é excepcionalmente alto.

Esse resultado de painel converge com a análise cross-section por um canal distinto. No cross-section (Tabela 1), são os controles institucionais que absorvem o resíduo negativo; no painel, são os efeitos fixos de ano que capturam a tendência mundial de redução de jornada. Em ambos os casos, a conclusão é a mesma: não há evidência de um desvio específico do Brasil.

3.3 A hipótese cultural

A Tabela 4 testa a hipótese culturalista em quatro especificações progressivas, usando a amostra de 58 países com dados da WVS.[5] A coluna (1) estima (1) na amostra de 58 países com dados WVS ($R^2 = 0{,}43$). A coluna (2) adiciona as duas variáveis culturais ($R^2 = 0{,}53$): ambas são significativas. A coluna (3) adiciona controles institucionais em vez de cultura ($R^2 = 0{,}59$). A coluna (4) inclui ambos ($R^2 = 0{,}66$).

Os resultados da coluna (4) são claros. A variável "Trabalho Primeiro" (Q41)—que mede diretamente a disposição a sacrificar lazer por trabalho, e portanto testa a hipótese

[5]Uma objeção possível é que controles institucionais são endógenos ao nível de desenvolvimento e, portanto, constituiriam *bad controls*. A objeção não se aplica aqui por duas razões. Primeira: se instituições são endógenas à renda, elas são o *mecanismo* pelo qual desenvolvimento se traduz em horas; omiti-las e interpretar o resíduo como preferência por lazer é atribuir a preferências o que decorre de estrutura institucional. Segunda: se instituições fossem perfeitamente preditas por GDP, adicioná-las não alteraria os resíduos. Empiricamente, o R^2 salta de 0,43 para 0,59 (colunas 1 e 3) e o resíduo do Brasil inverte de sinal (-231 para $+15$ minutos), indicando variação institucional substancial não explicada pela renda. O problema de *bad control* aplica-se quando um controle bloqueia o caminho causal que se deseja medir; aqui o objetivo é decompor o resíduo, não estimar o efeito causal do PIB sobre horas. Cabe notar que "instituições" aqui não se refere a índices agregados de qualidade institucional (e.g., *Rule of Law*), mas a características específicas e mensuráveis das regras do mercado de trabalho.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

Table 4: Horas trabalhadas e valores culturais: o papel das instituições

	Variável dependente: Horas semanais por trabalhador (*prime-age*)			
	(1) Só PIB	(2) + Cultura	(3) + Instituições	(4) + Inst. & Cultura
log(PIB/adulto)	54,950**	47,279	50,231**	53,097**
	(26,808)	(32,621)	(18,781)	(25,920)
[log(PIB/adulto)]^2	−2,830**	−2,440	−2,520***	−2,690**
	(1,314)	(1,638)	(0,893)	(1,276)
Alíquota s/ trabalho			−20,240*	−11,715
			(11,737)	(12,119)
Taxa de informalidade			0,017	−0,034
			(0,071)	(0,075)
Índice de regulação			−4,278**	−4,110*
			(1,658)	(2,305)
Trab. importante (%)		−0,217**		−0,283**
		(0,094)		(0,125)
Trab. primeiro (%)		0,072**		0,014
		(0,028)		(0,047)
Resíduo Brasil	−231 min	−60 min	+15 min	+126 min
N	58	58	49	49
R^2	0,427	0,526	0,587	0,659
R^2 Aj.	0,406	0,491	0,539	0,601

Notas: MQP com população adulta como peso. A variável dependente é a média de horas semanais por trabalhador em idade ativa (20–59), de Gethin e Saez (2025). Variáveis culturais construídas a partir dos microdados da World Values Survey, Onda 7 (2017–2022) (Haerpfer et al., 2022), agregados por país com pesos amostrais: "Trab. importante" é a parcela de respondentes que consideram o trabalho muito ou bastante importante em sua vida (Q5); "Trab. primeiro" é a parcela que concorda (totalmente ou em parte) que o trabalho deve sempre vir em primeiro lugar, mesmo que signifique menos tempo de lazer (Q41). Controles institucionais de Gethin e Saez (2025): alíquota de imposto sobre trabalho, taxa de informalidade (OIT) e índice de regulação de jornada. Erros-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. Amostra das colunas (1)–(2): 58 países com dados WVS e horas; colunas (3)–(4): 49 países com controles institucionais disponíveis.
$^{***}p < 0{,}01$, $^{**}p < 0{,}05$, $^{*}p < 0{,}10$.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

de "preferência cultural por lazer" avançada na reportagem—cai de 0,072 ($t = 2{,}53$) para 0,014 ($t = 0{,}30$) e torna-se completamente insignificante. A aparente correlação da coluna (2) era viés de variável omitida: instituições capturavam a variação que parecia ser cultural. A hipótese culturalista é rejeitada.

A variável "Trabalho Importante" (Q5)—que mede a valorização genérica do trabalho na vida—mantém significância ($-0{,}283$, $t = -2{,}27$) mesmo na especificação completa, com sinal *negativo*: países onde mais pessoas consideram trabalho importante trabalham *menos* horas. Esse resultado aparentemente paradoxal reflete o fato de que a valorização declarada do trabalho correlaciona-se com pobreza e necessidade econômica, não com uma preferência que *causa* mais horas. O Brasil pontua 96% nessa variável—próximo ao teto da distribuição—o que, pelo coeficiente negativo, *reduz* as horas esperadas e *aumenta* o resíduo. Isso é consistente com o resíduo de +126 minutos na coluna (4): controlando simultaneamente por instituições e cultura, o Brasil trabalha ainda mais do que o esperado.

Do ponto de vista da contribuição marginal, instituições adicionam $\Delta R^2 = 0{,}13$ sobre o modelo com cultura (coluna $2 \to 4$), enquanto cultura adiciona $\Delta R^2 = 0{,}07$ sobre o modelo com instituições (coluna $3 \to 4$). Instituições são o determinante primário.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

3.4 Discussão metodológica com Duque (2026)

Duque (2026) responde a uma versão anterior deste artigo com três objeções: (i) controles institucionais "desfazem o propósito" do efeito fixo de país, pois capturam exatamente o que se deseja medir; (ii) resíduos cross-section são menos informativos que efeitos fixos de painel; e (iii) a ponderação por população pode distorcer resíduos em modelos não lineares. As objeções merecem resposta.

Sobre (ii) e (iii), concordo parcialmente e o artigo já incorpora ambas as preocupações. A Tabela 2 reporta efeitos fixos de país $\hat{\alpha}_i$ extraídos de painel TWFE (1988–2023), não apenas resíduos de cross-section, e a Tabela 1 estima todas as especificações tanto por MQP quanto por MQO. O resultado central—inversão do sinal com controles institucionais—sobrevive em ambos os métodos e em ambas as abordagens (cross-section e painel). Esses pontos, portanto, não alteram as conclusões.

A objeção (i), porém, requer discussão mais cuidadosa.

A questão da tautologia. O argumento de Duque é que, se o objetivo é medir o "regime de horas" de cada país, as instituições são *parte* desse regime e devem permanecer dentro do efeito fixo. Controlar por regulação de jornada e observar que o resíduo se reduz seria, nessa leitura, trivialmente mecânico.

O argumento tem mérito como princípio geral, mas enfrenta uma inconsistência interna e uma limitação factual. A inconsistência é que o próprio Duque inclui alíquotas de impostos sobre trabalho e transferências como controles em seu Modelo 2. Se controles institucionais "desfazem o propósito" do efeito fixo, o Modelo 2 padece do mesmo problema que atribui a este artigo. Se não desfazem—porque decomposição parcial do efeito fixo é um exercício válido—a objeção ao Painel B da Tabela 1 perde força.

A limitação factual é mais reveladora. Os três controles institucionais de Gethin e Saez (2025)—tributação, informalidade e regulação de jornada—são variáveis estáticas no banco de dados original e, portanto, utilizados neste artigo apenas no cross-section (Tabela 1, Painel B). No painel (Tabela 2), o único controle institucional disponível com variação temporal é a alíquota de imposto sobre trabalho—exatamente o mesmo controle utilizado por Duque. Ainda assim, os resultados divergem: enquanto Duque encontra desvio de $-1{,}2$ horas/semana, a coluna (6) da Tabela 2 encontra $\hat{\alpha}_{\text{BRA}} = +34$ minutos (posição $51^{\text{o}}/123$), e no painel balanceado $+78$ minutos ($27^{\text{o}}/85$). A divergência, portanto, não decorre dos controles "extras" do cross-section; emerge da própria especificação do painel—provavelmente das diferenças na amostra temporal, da escolha dos países, na definição da variável dependente, ou nos controles demográficos utilizados.

Cabe notar que essa divergência não implica que um dos dois exercícios esteja correto e o outro errado. Pelo contrário, ela ilustra um fenômeno mais geral documentado

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

por Huntington-Klein et al. (2025): escolhas aparentemente inocentes do pesquisador—amostra temporal, forma funcional, conjunto de controles, definição da variável dependente—podem gerar variação substancial nos resultados, mesmo partindo dos mesmos dados primários. Essa fragilidade é inerente a exercícios descritivos cross-country e deve ser explicitada, sobretudo quando os resultados são divulgados na imprensa como conclusões definitivas.

Completude da especificação institucional. Independentemente da divergência no painel, uma questão permanece sobre a especificação cross-section. Gethin e Saez (2025), Tabela 7 (Painel C), documentam que a elasticidade cruzada entre tributação e horas colapsa para zero quando se condiciona por informalidade e regulação de jornada—evidência de que tributação opera via composição do emprego formal e regulação, não diretamente por efeitos substituição e renda. O Modelo 2 de Duque controla por tributação e transferências, mas não por informalidade nem regulação de jornada. É possível, portanto, que o desvio negativo do Brasil naquela especificação reflita a ausência desses controles adicionais, não a rejeição da hipótese institucional.

A hipótese cultural não testada. Por fim, Duque argumenta que cultura, assim como instituições, é absorvida pelo efeito fixo de país e não precisa ser testada separadamente. Mas a reportagem que divulgou seus resultados (Folha de S. Paulo, 2026) fez uma afirmação empírica específica—"preferência cultural por lazer"—que admite teste direto. A Tabela 4 realiza esse teste com microdados da World Values Survey para 58 países. A variável que mede diretamente disposição a sacrificar lazer por trabalho (Q41) torna-se insignificante ($t = 0{,}30$) quando condicionada a instituições. O texto de Duque não confronta esse resultado.

Em síntese, as diferenças entre os dois exercícios são menos de princípio e mais de escopo empírico. Quando se utiliza o conjunto completo de condicionantes institucionais identificados por Gethin e Saez (2025), e quando a hipótese cultural é testada diretamente em vez de assumida, a evidência de que o Brasil trabalha sistematicamente menos que o esperado se torna, no mínimo, ambígua. Esse é, aliás, o argumento central deste artigo: a resposta depende da especificação, e tratá-la como fato estabelecido é prematuro.

4 Conclusão

A afirmação de que "brasileiros trabalham menos do que o esperado" depende criticamente da especificação econométrica adotada. A Tabela 1 mostra que o resíduo do Brasil oscila de -189 a $+206$ minutos/semana conforme forma funcional, ponderação e controles. Sem controles institucionais, o sinal do resíduo depende da escolha entre MQP e MQO e do

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

grau polinomial. Quando se incluem as variáveis institucionais que o próprio Gethin e Saez (2025) identifica como determinantes primários, o resíduo torna-se positivo em todas as especificações. A análise em painel (Tabela 2, 1988–2023) converge por um canal distinto: efeitos fixos de ano absorvem a tendência global de redução de jornada, o resíduo inverte de sinal, e o efeito fixo de país posiciona o Brasil em 89º/145 sem controles e 51º/123 com tributação—acima de EUA (67º), Japão (42º), Alemanha (104º) e França (107º). Restringindo aos países com séries completas, o resultado fortalece: 41º/87 e 27º/85, respectivamente.

A hipótese específica de que o déficit de horas reflete uma "preferência cultural por lazer" não encontra suporte nos dados. A variável que a testa diretamente—disposição a priorizar trabalho sobre lazer (Q41 da WVS)—torna-se insignificante condicionada a instituições ($t = 0{,}30$, $N = 49$ países). Uma segunda dimensão cultural (valorização genérica do trabalho, Q5) mantém poder explicativo, mas com sinal negativo—países que mais valorizam trabalho trabalham menos horas, refletindo pobreza, não preferência. Instituições permanecem o determinante primário ($\Delta R^2 = 0{,}13$ vs. $\Delta R^2 = 0{,}07$).

Como documentado na Seção 3.4, a sensibilidade dos resultados a escolhas do pesquisador—evidenciada tanto neste artigo quanto em Duque (2026)—é consistente com os achados de Huntington-Klein et al. (2025) sobre variação entre pesquisadores. Esse fato reforça, ao invés de enfraquecer, a mensagem central deste meu estudo: tratar uma única especificação como evidência conclusiva de que "o brasileiro não trabalha" é prematuro. Econometria básica—robustez a especificação, controle por variáveis omitidas, teste de hipóteses alternativas—é suficiente para mostrar que a resposta é mais complexa do que a narrativa apresentada.

Conflito de interesses

O autor declara não haver conflito de interesses.

Disponibilidade de dados

Os dados de horas trabalhadas utilizados neste artigo são de acesso público e estão disponíveis em `https://amory-gethin.fr/data.html` (Gethin e Saez, 2025). Os microdados da World Values Survey, Onda 7 (2017–2022), versão 6.0, estão disponíveis em `https://www.worldvaluessurvey.org` (Haerpfer et al., 2022). As alíquotas de imposto sobre trabalho são de Bachas et al. (2022). Código de replicação disponível mediante solicitação ao autor.

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

A Robustez a controles demográficos

Uma preocupação legítima é se os resultados da Tabela 2 são sensíveis à inclusão de controles demográficos. Gethin e Saez (2025) documentam que a estrutura etária e a participação feminina no mercado de trabalho correlacionam-se com horas trabalhadas entre países. Se a composição demográfica do Brasil diverge substancialmente da média condicional ao PIB, a omissão dessas variáveis poderia viesar os efeitos fixos de país.

A Tabela 5 investiga essa possibilidade adicionando progressivamente controles demográficos ao modelo TWFE. As colunas (1) e (4) replicam os benchmarks da Tabela 2. A coluna (2) adiciona a fração da população jovem (15–19 anos) e idosa (60+). A coluna (3) adiciona também a taxa de emprego feminino em idade ativa. As colunas (5) e (6) repetem o exercício condicionando por tributação.

Table 5: Robustez a controles demográficos: TWFE, 1988–2023

	Variável dependente: Horas semanais por trabalhador (*prime-age*)					
	(1) TWFE	(2) +Demo	(3) +Demo+Fem	(4) TWFE+τ	(5) +Demo+τ	(6) Kitchen sink
Painel A: Todos os países						
$\hat{\varepsilon}_{\text{BRA}} \times 60$	+76	+90	+73	+66	+75	+43
$\hat{\alpha}_{\text{BRA}} \times 60$	−12	−109	−83	+34	−85	−79
Posição Brasil	89º/145	90º/145	78º/145	51º/123	67º/123	67º/123
Painel B: Apenas países com panel == 1						
$\hat{\varepsilon}_{\text{BRA}} \times 60$	+47	+48	+30	+64	+63	+32
$\hat{\alpha}_{\text{BRA}} \times 60$	+98	−46	−42	+78	−58	−57
Posição Brasil	41º/87	51º/87	46º/87	27º/85	49º/85	47º/85
npop_you		Sim	Sim		Sim	Sim
npop_old		Sim	Sim		Sim	Sim
e_pri_wom			Sim			Sim
τ^L				Sim	Sim	Sim

Notas: Todas as especificações incluem efeitos fixos de país e ano (TWFE), estimadas por MQP com população adulta como peso. npop_you = fração da população com 15–19 anos; npop_old = fração com 60+; e_pri_wom = taxa de emprego feminino em idade ativa (20–59). $\hat{\varepsilon}_{\text{BRA}}$ é o resíduo idiossincrático no último ano disponível (2022 sem τ^L, 2020 com τ^L). $\hat{\alpha}_{\text{BRA}}$ é o efeito fixo de país (minutos/semana); posição 1º = mais horas acima do esperado. Painel A: todos os países; Painel B: países com séries completas (`panel`= 1).

Dois padrões emergem. Primeiro, o resíduo idiossincrático $\hat{\varepsilon}_{\text{BRA}}$ é **positivo em todas as 12 especificações** (6 colunas × 2 painéis), variando de +30 a +90 minutos/semana. Independentemente dos controles demográficos incluídos, o Brasil trabalhou mais do que o previsto pelo modelo no último ano disponível.

Segundo, o efeito fixo de país $\hat{\alpha}_{\text{BRA}}$ é sensível à inclusão de npop_old, cujo coeficiente estimado é de aproximadamente −44 horas/semana por ponto percentual—o maior entre todos os regressores. Essa sensibilidade tem uma explicação econômica direta: w_{pri} já mede horas por trabalhador em idade ativa (20–59), de modo que a estrutura etária da população total não deveria afetar mecanicamente a variável dependente. O que npop_old

SciELO Preprints - Este documento é um preprint e sua situação atual está disponível em: https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.15223

capta no TWFE é o desvio *within-country* da tendência global de envelhecimento, que é essencialmente um proxy para o ritmo de desenvolvimento institucional—países que envelhecem mais rápido são os mesmos que expandem regulação trabalhista, tributação e cobertura previdenciária. Incluí-lo como controle absorve variação que é institucional, não demográfica per se, como evidenciado pela queda do coeficiente de tributação de −20,2 na coluna (4) para −8,4 na coluna (6). Por essa razão, a especificação principal do artigo (Tabela 2) não inclui controles demográficos, seguindo a abordagem de Gethin e Saez (2025). Os efeitos fixos de ano já absorvem a tendência global de transição demográfica; o que resta em npop_old é o componente idiossincrático, largamente colinear com a institucionalização do mercado de trabalho.

Em síntese, a inclusão de controles demográficos não altera a conclusão substantiva: não há evidência de que o Brasil trabalhe sistematicamente menos do que o esperado, e os resultados são bem sensíveis à especificação adotada.

References

Bachas, P., Fisher-Post, M. H., Jensen, A. e Zucman, G. (2022). Capital taxation, development, and globalization: Evidence from a macro-historical database. *NBER Working Paper* No. 29819.

Correia, S. (2016). Linear models with high-dimensional fixed effects: An efficient and feasible estimator. Working Paper. http://scorreia.com/research/hdfe.pdf.

Folha de S. Paulo (2026). Brasileiro trabalha menos que a média mundial; veja rankings. *Folha de S. Paulo*, fev. 2026. Disponível em: https://www1.folha.uol.com.br/mercado/2026/02/brasileiro-trabalha-menos-que-a-media-mundial-veja-rankings.shtml.

Gethin, A. e Saez, E. (2025). Global hours worked: Facts and driving forces. *NBER Working Paper* No. 34217.

Haerpfer, C. et al. (2022). *World Values Survey: Round Seven — Country-Pooled Datafile Version 6.0.* JD Systems Institute & WVSA Secretariat.

Duque, D. (2026). Brasil e a redução da jornada: o que dizem os dados globais. *Blog do IBRE*, FGV, fev. 2026.

Huntington-Klein, N., Portner, C. C., McCarthy, I. et al. (2025). The sources of researcher variation in economics. *NBER Working Paper*.

Este preprint foi submetido sob as seguintes condições:

- Os autores declaram que os necessários Termos de Consentimento Livre e Esclarecido de participantes ou pacientes na pesquisa foram obtidos e estão descritos no manuscrito, quando aplicável.
- Os autores declaram que a elaboração do manuscrito seguiu as normas éticas de comunicação científica.
- Os autores declaram que estão cientes que são os únicos responsáveis pelo conteúdo do preprint e que o depósito no SciELO Preprints não significa nenhum compromisso de parte do SciELO, exceto sua preservação e disseminação.
- Os autores declaram que os dados, aplicativos e outros conteúdos subjacentes ao manuscrito estão referenciados.
- O manuscrito depositado está no formato PDF.
- Os autores declaram que a pesquisa que deu origem ao manuscrito seguiu as boas práticas éticas e que as necessárias aprovações de comitês de ética de pesquisa, quando aplicável, estão descritas no manuscrito.
- Os autores declaram que uma vez que um manuscrito é postado no servidor SciELO Preprints, o mesmo só poderá ser retirado mediante pedido à Secretaria Editorial do SciELO Preprints, que afixará um aviso de retratação no seu lugar.
- Os autores concordam que o manuscrito aprovado será disponibilizado sob licença Creative Commons CC-BY.
- O autor submissor declara que as contribuições de todos os autores e declaração de conflito de interesses estão incluídas de maneira explícita e em seções específicas do manuscrito.
- Os autores declaram que o manuscrito não foi depositado e/ou disponibilizado previamente em outro servidor de preprints ou publicado em um periódico.
- Caso o manuscrito esteja em processo de avaliação ou sendo preparado para publicação mas ainda não publicado por um periódico, os autores declaram que receberam autorização do periódico para realizar este depósito.
- O autor submissor declara que todos os autores do manuscrito concordam com a submissão ao SciELO Preprints.