DOI http://dx.doi.org/10.20947/S0102-3098a0342

ARTIGO ORIGINAL

All the contents of this journal, except where otherwise noted, is licensed under a Creative Commons Attribution License

O impacto da sobrecarga de trabalho remunerado e não remunerado na saúde mental de homens e mulheres no Brasil*

Natasha Kristy Bezerra Quaresma**
Daniela Verzola Vaz***
Josimar Gonçalves de Jesus****

Este trabalho utiliza dados da Pesquisa Nacional de Saúde de 2019 e modelos de regressão linear e quantílica para analisar a associação entre as cargas de trabalho remunerado e não remunerado e a incidência de sintomas depressivos na população brasileira ocupada, analisando as desigualdades de gênero nessa relação. Os resultados indicam que, tanto para homens quanto para mulheres, a relação entre a jornada de trabalho remunerado e o escore de sintomas depressivos é não linear, assumindo a forma de uma parábola côncava para cima, com vértice em 40 horas semanais. Assim, a partir desse limiar, aumentos na jornada remunerada afetam negativamente a saúde mental, com efeitos marginais mais intensos nos quantis superiores da distribuição. Em se tratando do trabalho doméstico não remunerado, a relação observada é linear, com aumentos na carga de trabalho deteriorando a saúde mental, especialmente no caso das mulheres, para quem o efeito deletério de uma hora adicional de afazeres domésticos e de cuidado é quase o dobro do observado para os homens. Conclui-se que a divisão sexual do trabalho, que impõe uma sobrecarga desproporcional de trabalho não remunerado às mulheres, é um fator determinante do hiato de gênero em saúde mental no Brasil.

Palavras-chave: Horas de trabalho. Saúde mental. Divisão sexual do trabalho. Desigualdade de gênero.

* Este artigo baseia-se no estudo de Quaresma (2025).

** Escola Paulista de Política, Economia e Negócios, Universidade Federal de São Paulo (Unifesp), Osasco-SP, Brasil (natasha.kristy@unifesp.br; https://orcid.org/0009-0009-3978-4870).

*** Escola Paulista de Política, Economia e Negócios, Universidade Federal de São Paulo (Unifesp), Osasco-SP, Brasil (daniela.vaz@unifesp.br; https://orcid.org/0000-0003-4505-6318).

**** Departamento de Economia, Universidade Federal de São Carlos (UFSCar), Sorocaba-SP, Brasil (josimar.jgj@gmail.com; https://orcid.org/0000-0002-8287-6326).

Introdução

A divisão sexual do trabalho estrutura a forma como homens e mulheres distribuem seu tempo entre as atividades desempenhadas para o mercado de trabalho e os afazeres domésticos e cuidado de pessoas (Hirata; Kergoat, 2007). Em razão de normas de gênero e padrões culturais, as tarefas domésticas mais exigentes, como cozinhar, limpar, lavar roupas e cuidar de crianças e idosos, recaem predominantemente sobre as mulheres, realidade profundamente enraizada que pouco se alterou com a crescente participação feminina no mercado de trabalho observada ao longo da segunda metade do século XX. Como consequência, em diversos países, entre eles o Brasil, as mulheres economicamente ativas acumulam o trabalho remunerado com uma elevada carga de atividades não remuneradas, o que resulta em jornadas totais de trabalho, em média, mais longas do que as masculinas (Medeiros; Pinheiro, 2018).

A desigualdade de gênero na distribuição do tempo de trabalho não apenas evidencia um padrão estrutural de sobrecarga feminina, como também levanta importantes questões sobre seus possíveis desdobramentos para a saúde mental das mulheres. Diferentes estudos apontam que o acúmulo de funções e a desigual divisão sexual do trabalho não remunerado tornam as mulheres, particularmente aquelas que desempenham funções intensas de cuidado com crianças e idosos, mais vulneráveis ao desgaste emocional e psicológico (Hunt; Annandale, 1993; Piovani; Aydiner-Avsar, 2021; Liu; MacPhail; Dong, 2018; Carneiro *et al.*, 2023; MacDonald; Phipps; Lethbridge, 2005).

Tal sobrecarga, além de limitar o tempo disponível para o lazer e o autocuidado, intensifica o chamado conflito trabalho-família, que se origina da necessidade de conciliar as vidas profissional e familiar. O estudo de Carneiro *et al.* (2023), realizado em Feira de Santana, Bahia, mostra que esse conflito é mais prevalente entre as mulheres (40%) do que entre os homens (33,7%) e apresenta associação direta com o adoecimento mental. Em nível internacional, as evidências dessa associação são mais numerosas e diversificadas, como aquelas reunidas por Borgmann, Rattay e Lampert (2019), por meio de uma revisão de literatura com enfoque na Europa. Um dos artigos examinados por esses autores é o de Du Prel e Peter (2015), cuja análise estratificada por sexo de trabalhadores na Alemanha revela que a tensão entre as esferas profissional e doméstica possui um efeito mais intenso sobre a saúde mental feminina. Esses resultados são reforçados pela revisão sistemática conduzida por Deus, Schmitz e Vieira (2021), que mostra como a divisão desigual de responsabilidades familiares e a pressão social exercida sobre as mulheres para manterem o bom desempenho tanto no trabalho quanto no lar aumentam os níveis de estresse e a vulnerabilidade a transtornos mentais como ansiedade e depressão. Yucel e Minnotte (2017), por seu turno, demonstram, com base na realidade norte-americana, que tanto homens quanto mulheres experimentam efeitos negativos sobre a saúde mental quando enfrentam conflitos entre demandas profissionais e familiares. Contudo, a natureza e a intensidade desses efeitos variam: entre os homens, a

insegurança no emprego aparece como um fator sensível por desafiar sua identidade tradicionalmente associada ao papel de provedor; enquanto entre as mulheres, a sobreposição de responsabilidades com o trabalho e a manutenção do lar intensifica a sensação de sobrecarga e o desgaste emocional.

Vale notar, porém, que os efeitos adversos da divisão sexual do trabalho sobre a saúde mental feminina não se dão apenas pela via da pobreza de tempo ou do conflito trabalho-família. O trabalho doméstico e de cuidado, apesar de ser composto por atividades essenciais para a reprodução da vida, permanece desvalorizado pela sociedade e invisibilizado pelas estatísticas econômicas, o que gera um tipo específico de sofrimento: aquele que decorre da ausência de reconhecimento simbólico e material. A literatura aponta que, para as mulheres, esse descompasso entre o que se entrega e o que se recebe, em termos de apoio, reconhecimento ou redistribuição de tarefas, é um importante mediador do sofrimento psíquico (Sperlich; Peter; Geyer, 2012; Carneiro *et al.*, 2023).

Tanto no Brasil quanto em outros países há evidências de que o desequilíbrio entre esforço e recompensa no trabalho doméstico – isto é, a percepção de que o esforço investido nas tarefas cotidianas do lar não é reconhecido ou valorizado – está associado a transtornos mentais entre mulheres, não tendo o mesmo efeito entre os homens (Carneiro *et al.*, 2023). Ervin *et al.* (2022b) analisaram 13 estudos realizados em países como Suécia, Canadá, Austrália, Japão, Holanda, Estados Unidos, entre outros, e concluíram que o trabalho doméstico não remunerado tem impacto negativo sobre a saúde mental feminina. Para os homens, esse efeito é menos frequente ou estatisticamente não significativo. De forma semelhante, Piovani e Aydiner-Avsar (2021), ao investigarem a população adulta empregada nos Estados Unidos, observaram que o tempo total de trabalho, especialmente o não remunerado, está associado a maior sofrimento emocional entre as mulheres. MacDonald, Phipps e Lethbridge (2005) encontraram associação entre a maior carga de trabalho não remunerado e a incidência de sintomas como exaustão, irritabilidade e sensação de falta de controle sobre o tempo, elementos frequentemente vinculados aos transtornos mentais comuns.

A recorrência desses resultados reforça a tese de que a sobrecarga feminina com tarefas domésticas e cuidados familiares constitui um elemento importante para a explicação das desigualdades de gênero em saúde mental e de que sua naturalização contribui para a reprodução de estruturas patriarcais e para a invisibilização do sofrimento psíquico das mulheres. O fato de o trabalho doméstico não remunerado ter efeito, em geral, menos intenso ou não significativo sobre a saúde mental masculina (Ervin *et al.*, 2022a) sugere, ainda, que valores culturais e expectativas sociais acerca dos papéis de gênero moldam não apenas a divisão do trabalho, mas também a forma como o impacto psicológico dessa divisão é vivenciado e reportado por homens e mulheres. Apesar do avanço dessas pesquisas, são necessárias análises específicas que considerem as particularidades culturais e socioeconômicas brasileiras.

Embora crescente e diversificada, a literatura nacional apresenta algumas lacunas acerca do impacto do trabalho remunerado e não remunerado no bem-estar psicológico dos indivíduos. São reduzidos os estudos com abrangência nacional e ênfase na mensuração do tempo dedicado ao trabalho em suas diferentes formas e em sua correlação estatística – isolada de fatores mediadores, como a renda – com indicadores de saúde mental. Essa escassez de análises quantitativas mais detalhadas e nacionalmente representativas limita a compreensão da dimensão da sobrecarga laboral no país e dos mecanismos específicos pelos quais ela ocasiona sofrimento psíquico.

Sendo assim, o objetivo deste artigo é analisar o efeito da carga total de trabalho, composta tanto pelo tempo dedicado ao trabalho remunerado quanto ao não remunerado, sobre a saúde mental da população brasileira. Busca-se compreender como essas formas de trabalho se distribuem entre homens e mulheres e de que maneira essa divisão se relaciona com a maior ou menor incidência de sintomas depressivos, considerando as desigualdades de gênero e a pobreza de tempo como fatores centrais na análise.

Em vista das evidências encontradas na literatura, parte-se da hipótese de que a carga total de trabalho está positivamente associada à incidência de sintomas depressivos e de que o efeito decorrente do trabalho não remunerado é mais intenso entre as mulheres. Os mecanismos que sustentam essa hipótese envolvem: a sobrecarga de trabalho doméstico e de cuidado, que reduz o tempo disponível para descanso e autocuidado; a dupla jornada, que amplia o conflito trabalho-família; o desequilíbrio entre esforço e recompensa associado ao trabalho reprodutivo, frequentemente invisibilizado e pouco valorizado; e a pobreza de tempo, que produz desgaste físico e emocional cumulativo. Assim, quanto maior a carga total de trabalho, maior é a prevalência de estresse, fadiga, exaustão emocional e sintomas depressivos, especialmente em sociedades em que o cuidado do lar e da família é atribuído preponderantemente às mulheres.

Para analisar essas relações no contexto brasileiro, foram utilizados os dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2019, que coleta informações sobre saúde mental e o tempo dedicado às diferentes formas de trabalho. Foram ajustados modelos de regressão linear e quantílica, com o objetivo de estimar os efeitos das horas semanais de trabalho remunerado e não remunerado sobre a incidência de sintomas depressivos, mensurados por meio do *Patient Health Questionnaire-9* (PHQ-9). As variáveis de interesse foram analisadas com recorte de sexo e adotaram-se controles para fatores sociodemográficos.

Essa proposta contribui para a literatura nacional ao complementar os estudos preexistentes, de natureza predominantemente qualitativa, oferecendo uma análise estatística e econométrica baseada em microdados nacionalmente representativos. Essa abordagem permite mensurar os efeitos diferenciais dos trabalhos remunerado e não remunerado ao longo da distribuição dos sintomas depressivos, identificando os grupos mais vulneráveis. A relevância dessa temática reside, em primeiro lugar, na urgência de compreender e enfrentar a depressão, um problema crítico de saúde pública no Brasil,

que lidera o *ranking* de prevalência na América Latina. Estima-se que entre 10% e 18% da população brasileira sofra com o transtorno em um período de doze meses, o que representa de 20 a 36 milhões de pessoas (Razzouk, 2016, p. 846). Esse cenário gera um impacto multidimensional: além do sofrimento individual, pressiona os recursos do Sistema Único de Saúde (SUS) e causa perdas anuais de produtividade que a Organização Mundial da Saúde (OMS) estima em mais de 1 trilhão de dólares globalmente. Esse quadro é agravado por um acentuado hiato de gênero, com as mulheres apresentando uma incidência de depressão aproximadamente duas vezes maior do que os homens. Assim, compreender como a carga de trabalho influencia a saúde mental, especialmente em contextos marcados por desigualdades de gênero e escassez de tempo, é extremamente relevante para propor intervenções mais eficazes e sustentáveis.

Adicionalmente, a proposta deste artigo dialoga com a atual transição demográfica brasileira. De acordo com as projeções do IBGE (revisão 2024[1]), o número de idosos no Brasil dobrará nos próximos 35 anos, superando um terço da população total. Esse rápido envelhecimento populacional e o aumento da expectativa de vida ampliarão a demanda por cuidados, que, no Brasil, recaem preponderantemente sobre as famílias (Passos; Machado, 2021; Brasil, 2025). Esse cenário que se avizinha, contudo, ocorre em um contexto em que a oferta de cuidadores familiares apresenta sinais de redução, devido às mudanças no perfil e tamanho das famílias e à maior participação das mulheres no mercado de trabalho. Dessa maneira, a dinâmica demográfica em curso no país expõe uma crise no provimento de cuidados, pois, ao mesmo tempo que as famílias se tornam menos disponíveis para cuidar de seus membros dependentes, a atuação do Estado permanece subsidiária e insuficiente e os serviços privados são inacessíveis para a maior parte da população (Brasil, 2025). Assim, se esse regime não for reorganizado, de modo a promover a corresponsabilização do Estado e da sociedade civil pela oferta de cuidados e a equidade de gênero na repartição de tarefas no interior dos domicílios, as mulheres permanecerão mais expostas à privação de tempo e à dupla jornada de trabalho, cuja associação com a incidência de sintomas depressivos é objeto de análise neste artigo.

Na próxima seção detalham-se a base de dados e a metodologia utilizadas. Em seguida, são expostos os resultados, que compreendem uma análise descritiva da amostra e a interpretação dos modelos estimados, com discussão dos efeitos das jornadas de trabalho remunerado e não remunerado e da pobreza de tempo sobre a saúde mental. Por fim, a última seção apresenta as considerações finais do trabalho, sintetizando seus principais achados e discutindo suas implicações para políticas públicas.

[1] Disponível em: https://ftp.ibge.gov.br/Projecao_da_Populacao/Projecao_da_Populacao_2024/projecoes_2024_tab1_idade_simples.xlsx.

Base de dados e procedimentos metodológicos

Base de dados

Neste estudo são analisados os dados da edição mais recente da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS), realizada em 2019. Fruto de uma parceria entre o Ministério da Saúde e o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a PNS é uma pesquisa amostral, de base domiciliar e representatividade nacional, que investiga as condições gerais de saúde, estilos de vida e fatores de risco da população brasileira, além de outros temas relacionados, como características gerais dos moradores, condições de moradia, educação, trabalho e renda e acesso a serviços de saúde.

Na PNS 2019, a coleta de dados foi estruturada em quatro partes: identificação do domicílio; características gerais do domicílio; características gerais dos moradores; e questionário individual, aplicado a um morador selecionado de 15 anos ou mais de idade. O questionário individual é especialmente relevante para este estudo, uma vez que contempla informações mais detalhadas sobre saúde, estilo de vida e trabalho, incluindo aspectos relacionados à saúde mental e ao tempo dedicado ao trabalho remunerado e não remunerado. O cruzamento dessas informações com outros marcadores sociais, como idade, escolaridade, local de residência e características de ocupação, permite recortes importantes para investigar desigualdades estruturais de gênero, que é o objeto principal deste estudo.

A variável de resultado considerada neste estudo é uma *proxy* do estado de saúde mental dos indivíduos e foi construída com base na pontuação obtida nas perguntas N010 a N018 do questionário da PNS 2019 (ver Apêndice). Essas nove perguntas integram o *Patient Health Questionnaire-9* (PHQ-9), um instrumento internacionalmente validado para rastreamento de sintomas depressivos, amplamente utilizado em pesquisas populacionais e em contextos clínicos (Kroenke; Spitzer; Williams, 2001). O PHQ-9 investiga a ocorrência, nas duas semanas anteriores à entrevista, de distúrbios do sono, fadiga, anedonia, alterações no apetite, dificuldade de concentração, sentimentos de inutilidade ou fracasso, pensamentos suicidas, entre outros. Cada quesito é respondido com base em uma escala do tipo Likert, com quatro categorias possíveis, às quais se atribuem as seguintes pontuações: "nenhum dia" (0 pontos); "menos da metade dos dias" (1 ponto); "mais da metade dos dias" (2 pontos); e "quase todos os dias" (3 pontos). A soma dos pontos obtidos nas nove perguntas gera um escore que varia de 0 a 27. Apesar de sua base ordinal, diversos estudos têm demonstrado a relevância do uso desse escore como uma medida aproximadamente contínua para a identificação de sintomas depressivos clinicamente relevantes, apresentando níveis elevados de especificidade e de sensibilidade quando comparado com diagnósticos obtidos a partir de instrumentos considerados padrão-ouro para a identificação de sintomas de depressão maior (Kroenke; Spitzer; Williams, 2001; Santos *et al.*, 2013; Levis; Benedetti; Thombs, 2019).

No que se refere à jornada de trabalho remunerado, considera-se a soma das horas dedicadas a todos os trabalhos, excluindo-se indivíduos com jornadas semanais inferiores a 14 horas ou superiores a 120. O trabalho não remunerado contempla tanto tarefas de cuidado – que incluem ações de auxílio com alimentação, banho, vestimenta, atividades educacionais, brincar ou ler com crianças, acompanhar moradores a consultas médicas ou atividades sociais, entre outras – quanto atividades domésticas – como cozinhar, lavar e passar roupas, fazer a limpeza e manutenção do domicílio, organizar contas e compras e cuidar de animais domésticos. A fim de reduzir a influência de *outliers* e erros de mensuração (decorrentes, por exemplo, da dupla contagem de tempo quando há realização de atividades simultâneas), não são considerados indivíduos com jornadas totais de trabalho (remunerado + não remunerado) superiores a 140 horas semanais.

Com base nessas variáveis, será possível investigar a relação entre sobrecarga de trabalho e saúde mental, com atenção especial às desigualdades de gênero, controlando os efeitos de diversos outros marcadores sociais, como idade, nível de escolaridade, cor ou raça, local de residência e características da ocupação.

O universo da análise é composto por indivíduos de 15 a 62 anos de idade ocupados no mercado de trabalho. O corte etário se justifica pelo fato de 15 anos ser a idade mínima exigida para participação no questionário individual sobre condições de trabalho e saúde mental e 62 anos ser a idade mínima de aposentadoria para mulheres no Brasil, configurando-se, assim, como critério razoável para delimitar a população em idade laboral. A amostra utilizada totaliza 45.413 observações (26.186 homens e 19.227 mulheres), representando uma população de 86,9 milhões de pessoas. Todas as estimações realizadas consideram, além dos pesos amostrais fornecidos juntamente com os microdados da PNS, a estrutura de seu plano amostral complexo.

Estratégia empírica

Neste estudo, a relação entre jornada de trabalho e saúde mental, sob a perspectiva de gênero, é analisada por meio de modelos de regressão.

Sendo y_i a pontuação total obtida pelo i-ésimo indivíduo de uma amostra com tamanho n no questionário PHQ-9, a relação entre saúde mental e jornada de trabalho é analisada por meio dos seguintes modelos de regressão linear múltipla:

$$y_i = \alpha + \theta_0\, mulher_i + \theta_1\, htotal_i + \theta_2\, htotal_i^2 + \theta_3\, mulher_i \times htotal_i + \theta_4\, mulher_i \times htotal_i^2 + \boldsymbol{M_i\gamma} + u_i \quad (1)$$

$$y_i = \alpha + \theta_0\, mulher_i + \theta_1\, hrem_i + \theta_2\, hrem_i^2 + \theta_3\, mulher_i \times hrem_i + \theta_4\, mulher_i \times hrem_i^2 + \theta_5\, hnaorem_i + \theta_6\, mulher_i \times hnaorem_i + \boldsymbol{M_i\gamma} + u_i \quad (2)$$

Em que: $mulher_i$ capta o sexo do indivíduo; $htotal_i$ representa o total de horas semanais trabalhadas; $hrem_i$ refere-se à quantidade de horas semanais de trabalho remunerado;

$hnaorem_i$ é o tempo despendido com trabalho não remunerado; $\boldsymbol{M_i}$ é um vetor 1xk com características sociodemográficas; e u_i corresponde a um termo de erro com as propriedades usuais.

Assim, em um primeiro momento, considera-se o efeito das horas totais trabalhadas, sem se distinguir, portanto, entre horas remuneradas e não remuneradas. Em um segundo momento, essa distinção é incorporada na análise.

Considerando a equação (1), o efeito parcial sobre o escore de sintomas depressivos de uma hora adicional na carga de trabalho total é dado por $(\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_3) + 2(\hat{\theta}_2 + \hat{\theta}_4)\, htotal$, se o indivíduo for mulher, e por $= \hat{\theta}_1 + 2\hat{\theta}_2\, htotal$, se for homem. Por sua vez, conforme segue da especificação (2), o efeito parcial sobre o escore de sintomas depressivos de uma hora adicional de trabalho remunerado é dado por $(\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_3) + 2(\hat{\theta}_2 + \hat{\theta}_4)\, hrem$, se o indivíduo for mulher, e por $= \hat{\theta}_1 + 2\hat{\theta}_2\, hrem$, se for homem. De acordo com essa mesma especificação, o efeito de um incremento marginal na jornada de trabalho não remunerado será $\hat{\theta}_5 + \hat{\theta}_6$ para mulheres e $\hat{\theta}_5$ para homens.

No caso de horas totais e horas remuneradas, ao incluir o quadrado dessas variáveis nos modelos, assume-se que a relação entre tempo de trabalho e saúde mental pode ser modelada por meio de uma parábola. Isto é, pressupõe-se que o efeito do tempo de trabalho seja benéfico à saúde mental até um determinado limiar crítico, a partir do qual, devido à sobrecarga, passe a prejudicá-la. Nesse caso, espera-se, minimamente, que $\theta_2 > 0$ nas duas especificações.[2]

No que diz respeito à estimação dos parâmetros dos modelos, o procedimento padrão consiste em modelar a relação entre as variáveis explanatórias – , $\boldsymbol{X_i} = [1, htotal_i, mulher_i, \boldsymbol{M_i}]$, no caso do modelo (1), ou $\boldsymbol{X_i} = [1, hrem_i, hnaorem_i, mulher_i, \boldsymbol{M_i}]$, para o modelo (2) – e a média condicional da variável de resposta $E(y_i \mid \boldsymbol{X_i})$. Nesse caso, as equações (1) e (2) podem ser ajustadas pelo método dos mínimos quadrados.

Os modelos de média condicional possuem certas propriedades que os tornam atrativos. Além de fornecerem uma descrição parcimoniosa da relação entre as variáveis explanatórias e a variável resposta, levam a estimativas que possuem propriedades estatísticas bastante desejáveis, não exigem um esforço computacional muito grande no processo de estimação e os resultados produzidos são, geralmente, de fácil interpretação. Por outro lado, apresentam uma limitação inerente: as relações se resumem à média condicional. Em muitas áreas das Ciências Sociais, é precisamente nas caudas da distribuição que reside o interesse da investigação e, nesse caso, modelos de médias condicionais podem se mostrar insuficientes. No que se refere ao escore PHQ-9, como será apresentado adiante, sua distribuição possui uma forte assimetria positiva, tornando relevante investigar como o efeito da jornada de trabalho sobre a saúde mental se comporta ao longo da distribuição.

[2] Também foram testadas formas quadráticas para o tempo de trabalho não remunerado, mas os resultados não se mostraram estatisticamente significativos, sugerindo que, uma vez controlado o tempo de trabalho remunerado, a relação entre trabalho não remunerado e sintomas depressivos cresce linearmente.

Nesse contexto, os modelos de regressão quantílica apresentam-se como possibilidades. Introduzida por Koenker e Bassett (1978), a regressão quantílica pode ser vista como uma extensão natural do modelo clássico de regressão linear (Hao; Naiman, 2007). Enquanto este último especifica a alteração na média condicional da variável resposta associada a uma alteração nas variáveis explanatórias, o modelo de regressão quantílica especifica mudanças no quantil condicional. Como qualquer quantil pode ser usado, é possível modelar qualquer posição predeterminada da distribuição (Meinshausen, 2006; Koenker, 2005; Chen, 2005; Koenker; Hallock, 2001). Desse modo, é possível obter um retrato mais completo de como a distribuição condicional da variável resposta é afetada pelas variáveis explanatórias, incluindo informações sobre mudança de forma. Além disso, destaca-se que as estimativas provenientes de modelos de regressão quantílica são mais robustas na presença de *outliers* (Hao; Naiman, 2007).

Nesse caso, o interesse é expressar o quantil condicional de ordem $\tau \in [0,1]$ da variável dependente, $Q_\tau(y_i | \boldsymbol{X_i})$, como uma função linear dos parâmetros populacionais. Conforme Koenker e Bassett (1978), a estimativa dos parâmetros associados ao quantil condicional de ordem τ resulta da solução de um problema de minimização de soma ponderada de desvios absolutos.

Em nossas análises, além das estimativas para a média condicional, serão apresentadas as estimativas para os quantis de ordem 0,50 (mediana), 0,75 (3º quartil) e 0,90 (90º percentil). A interpretação dos coeficientes de uma regressão quantílica é conceitualmente análoga à de uma regressão por mínimos quadrados. No caso da regressão por mínimos quadrados, os coeficientes da regressão medem a influência das variáveis explanatórias sobre a média condicional da variável resposta. Na regressão quantílica, por sua vez, os coeficientes representam a influência das variáveis explanatórias sobre o quantil condicional de ordem τ da variável resposta.

As variáveis explanatórias utilizadas nos modelos estão descritas no Quadro 1.

QUADRO 1

Variáveis explanatórias dos modelos de regressão

Atributo aferido	Variável	Descrição da variável
Sexo	*mulher*	Variável binária: 1 para mulher; 0 para homem
Tempo de trabalho total	*htotal* *htotal²*	Tempo total, em horas por semana, dedicado ao trabalho remunerado e não remunerado, e seu quadrado
Tempo de trabalho remunerado	*hrem* *hrem²*	Tempo dedicado ao trabalho remunerado, em horas por semana, e seu quadrado
Tempo de trabalho não remunerado	*hnaorem*	Tempo não remunerado dedicado aos afazeres domésticos e de cuidado de pessoas, em horas por semana
Idade	*idade* *idade²*	Idade do indivíduo, em anos completos, e seu quadrado
Escolaridade	*médio* *superior*	Variáveis binárias para distinguir indivíduos com até o ensino fundamental completo (categoria de base) daqueles com ensino médio (completo ou incompleto) e superior (completo ou incompleto)
Cor ou raça	*negro*	Variável binária que assume valor 1 para pretos ou pardos e 0 para brancos ou amarelos. Indígenas foram excluídos da análise pelo fato de a amostra ser muito pequena e, portanto, os resultados são fortemente afetados por variabilidade amostral
Situação conjugal	*cônjuge*	Variável binária com valor 1 caso o indivíduo coabite com companheiro ou cônjuge e 0 caso contrário
Estado de saúde dos demais moradores	*saúdefamiliar*	Número de demais moradores no domicílio, exclusive pensionistas, empregados domésticos e parentes de empregados domésticos, que reportam estado de saúde ruim ou muito ruim
Rendimento de todos os trabalhos	*ln(rendatrab)*	Logaritmo neperiano do rendimento de todos os trabalhos
Região	*Norte* *Sudeste* *Sul* *Centro-Oeste*	Variáveis binárias para identificar as cinco grandes regiões do Brasil (categoria de base = Nordeste)
Área censitária	*rural*	Variável binária com valor 1 se o domicílio está localizado em área rural e 0 caso contrário
Posição na ocupação	*com carteira* *empregador* *conta própria*	Variáveis binárias para distinguir a posição na ocupação no trabalho principal: (1) trabalhador doméstico com carteira, empregado do setor privado com carteira, militar e funcionário público estatutário ou com carteira; (2) empregador; (3) trabalhador por conta própria. A categoria de base é formada por trabalhadores domésticos e empregados dos setores público e privado sem registro formal

Fonte: Elaboração dos autores.

Por fim, cumpre notar que a possível presença de endogeneidade constitui uma limitação reconhecida em análises transversais, comprometendo a identificação de relações causais em análises de regressão. No contexto deste artigo, a endogeneidade pode decorrer de causalidade reversa, pois indivíduos com pior condição prévia de saúde mental podem optar por reduzir suas jornadas de trabalho, ou, ainda, de heterogeneidade não observada, relacionada a fatores não mensurados, como traços de personalidade, redes de apoio social ou condições familiares, que influenciam simultaneamente o tempo dedicado ao trabalho e os sintomas depressivos. Assim, os resultados apresentados neste trabalho devem ser compreendidos como evidências de associação estatisticamente significativa, mas não como prova definitiva de relação causal entre carga de trabalho e saúde mental.

Resultados e discussão

A Tabela 1 apresenta médias, desvios padrão, medianas e percentis da pontuação no questionário PHQ-9, por sexo. Valores mais altos indicam maior frequência de sintomas depressivos.

TABELA 1
Estatísticas descritivas da pontuação no questionário PHQ-9, para a população ocupada de 15 a 62 anos de idade, por sexo
Brasil – 2019

Estatística	Total	Mulheres (M)	Homens (H)	Diferença (M – H)
Média	2,96	4,05	2,13	1,92***
Desvio padrão	4,33	5,02	3,52	1,50***
Mediana	1,00	2,00	1,00	1,00***
Percentil 75	4,00	6,00	3,00	3,00***
Percentil 90	9,00	11,00	7,00	4,00***
Nº de observações	45.413	19.227	26.186	
População representada	86.851.574	37.556.998	49.294.576	

Fonte: Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2019. Elaboração dos autores.
Notas: ***, ** e * indicam significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente; a igualdade nos desvios padrão entre os grupos foi testada via regressão dos desvios quadráticos em relação à média, estimada com correção para desenho amostral complexo; diferenças nas separatrizes foram avaliadas por meio de regressões quantílicas, incorporando os pesos amostrais.

Observam-se disparidades de gênero na incidência de sintomas depressivos, em consonância com a literatura nacional e internacional. A pontuação média entre as mulheres (4,05) é quase o dobro da observada entre os homens (2,13), uma diferença estatisticamente significativa a 1%. A mediana feminina (2) também é o dobro da masculina (1), indicando que a experiência típica de saúde mental é consideravelmente mais adversa para elas. O hiato de gênero na pontuação obtida no PHQ-9 se amplia ao longo da distribuição, atingindo três pontos no 3º quartil e quatro no 90º percentil. Esses achados estão alinhados com Kessler e Bromet (2013), que identificaram uma prevalência de depressão em mulheres cerca de duas vezes maior do que em homens, um padrão observado em diferentes culturas. Além disso, os resultados corroboram a hipótese de que as mulheres estão sobrerrepresentadas em todos os níveis de gravidade, especialmente nos mais severos.

A Tabela 2 apresenta a pontuação média no PHQ-9 segundo categorias de diversas variáveis, por sexo. Os dados mostram que a pobreza de tempo, caracterizada por uma jornada total de trabalho (remunerado + não remunerado) de pelo menos 68 horas semanais,[3] atua como um fator de risco adicional, intensificando os sintomas depressivos em ambos os sexos, mas com um impacto desproporcionalmente maior sobre as mulheres. Entre os homens, a média do PHQ-9 passou de 2,06, entre aqueles que não se encontram nessa condição, para 2,63 pontos entre os que apresentam pobreza de tempo, enquanto

[3] Este é o corte adotado por Liu, Macphail e Dong (2018) e Qi e Dong (2018), sob o argumento de que, acima desse valor, não resta tempo suficiente para autocuidado e lazer mínimos.

para as mulheres o aumento foi mais acentuado, de 3,87 para 4,64. Esse impacto diferenciado pode ser explicado pela intersecção entre a privação de tempo e a sobrecarga de papéis sociais historicamente atribuídos às mulheres, reduzindo a disponibilidade para atividades de lazer e aumentando o estresse (Baptista; Baptista; Oliveira, 1999, p. 150). Essa associação é evidenciada por Carneiro *et al.* (2023), cujo estudo demonstra que a divisão sexual do trabalho gera conflitos trabalho-família e situações de desequilíbrio entre esforço e recompensa fortemente associados ao adoecimento mental feminino. Portanto, a pobreza de tempo potencializa os efeitos de uma estrutura de desigualdade de gênero já consolidada no âmbito doméstico e familiar.

É possível observar, ainda, que, em todas as faixas de escolaridade, etárias e de rendimento de todos os trabalhos, as mulheres apresentam escores de sintomas depressivos mais altos do que os homens. A diferença é mais acentuada entre pessoas com menor renda e escolaridade, sugerindo que a vulnerabilidade socioeconômica intensifica a disparidade de gênero em saúde mental (Carneiro *et al.*, 2023).

Tanto para homens como para mulheres, a relação entre as faixas de horas de trabalho remunerado e a pontuação no questionário PHQ-9 mostra-se não monotônica, com maior frequência de sintomas depressivos para jornadas baixas e moderadas (inferiores a 34 horas semanais) ou muito elevadas (superiores a 54 horas semanais). Já em se tratando do trabalho não remunerado, embora as mulheres partam de um patamar pior de saúde mental, o comportamento é similar para ambos os grupos, com o escore de sintomas crescendo com o aumento da jornada.

TABELA 2
Pontuação média no questionário PHQ-9, para a população ocupada de 15 a 62 anos de idade, por sexo, segundo categorias de diversas variáveis
Brasil – 2019

Variáveis		Total	Mulheres (M)	Homens (H)	Diferença (M – H)
Pobreza de tempo (1)	Sim	3,78	4,64	2,63	2,01***
	Não	2,78	3,87	2,06	1,81***
Escolaridade	Até fundamental	2,94	4,59	2,12	2,47***
	Médio (completo ou não)	2,83	3,88	2,00	1,88***
	Superior (completo ou não)	3,20	3,88	2,41	1,47***
Faixa etária	15 a 26 anos	2,99	4,16	2,16	2,00***
	27 a 38 anos	2,88	3,93	2,07	1,86***
	39 a 50 anos	3,08	4,17	2,16	2,01***
	51 a 62 anos	2,89	3,96	2,17	1,79***
Cor ou raça	Negro	2,98	4,19	2,12	2,07***
	Não Negro	2,94	4,08	2,15	1,93***
Setor censitário	Rural	2,24	3,74	1,64	2,10***
	Urbano	3,06	4,08	2,22	1,86***

(continua)

(continuação)

Variáveis		Total	Mulheres (M)	Homens (H)	Diferença (M – H)
Região	Norte	2,55	3,57	1,91	1,66***
	Nordeste	3,01	4,20	2,16	2,04***
	Sudeste	3,08	4,14	2,22	1,92***
	Sul	2,72	3,67	1,97	1,70***
	Centro-Oeste	3,05	4,29	2,13	2,16***
Faixa do rendimento de todos os trabalhos	Até R$ 500	3,55	4,71	2,27	2,44***
	R$ 501 a R$ 1.000	3,23	4,27	2,14	2,13***
	R$ 1.001 a R$ 2.000	2,88	3,92	2,12	1,80***
	R$ 2.001 a R$ 5.000	2,65	3,74	2,04	1,70***
	R$ 5.001 a R$ 10.000	2,69	3,44	2,30	1,14***
	Mais de R$ 10.000	2,64	3,28	2,34	0,94***
Faixa de horas de trabalho remunerado	14 a 24	3,66	4,44	2,20	2,24***
	24 a 34	3,57	4,28	2,61	1,67***
	34 a 44	2,79	3,81	1,99	1,82***
	44 a 54	2,69	3,84	2,01	1,83***
	54 a 68	3,30	5,22	2,50	2,72***
	Mais de 68	3,41	5,02	2,87	2,15***
Faixa de horas de trabalho não remunerado	0 a 10	2,55	3,80	2,08	1,72***
	10 a 20	2,92	3,73	2,09	1,64***
	20 a 30	3,75	4,28	2,49	1,79***
	Mais de 30	4,54	5,05	2,76	2,29***
Percepção de saúde dos demais membros	Todos boa/ regular	2,90	3,98	2,07	1,91***
	Pelo menos um ruim/péssima	3,96	5,16	3,00	2,16***
Coabita com cônjuge	Sim	2,78	3,92	2,06	1,86***
	Não	3,31	4,24	3,31	0,93***
Posição na ocupação	Sem carteira	3,57	4,61	2,35	2,26***
	Com carteira	2,82	3,80	2,04	1,76***
	Empregador	2,71	3,83	2,17	1,66***
	Conta própria	2,84	4,09	2,18	1,91***
Nº de observações		45.413	19.227	26.186	
População representada		86.851.574	37.556.998	49.294.576	

Fonte: Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2019. Elaboração dos autores.
(1) Diz respeito a indivíduos cuja jornada de trabalho remunerado + não remunerado é maior ou igual a 68 horas semanais.
Nota: ***, ** e * indicam significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Em vista das diferenças observadas nos resultados de saúde mental, é necessário investigar seus possíveis fatores subjacentes. A Tabela 3 contribui para essa análise ao apresentar médias e proporções de variáveis sociodemográficas, ocupacionais e de jornada de trabalho da população estudada, segundo sexo.

TABELA 3
Estatísticas descritivas da população ocupada de 15 a 62 anos de idade, por sexo
Brasil – 2019

Variáveis	Total	Mulheres (M)	Homens (H)	Diferença (M – H)
Horas semanais de trabalho total	55,20	57,70	53,30	4,40***
Horas semanais de trabalho remunerado	41,25	38,80	43,20	-4,40***
Horas semanais de trabalho não remunerado	13,90	18,90	10,10	8,80***
Por faixa do rendimento domiciliar *per capita*				
Até R$ 500	14,70	22,95	9,78	13,17***
R$ 500 a R$ 1.000	14,57	19,86	10,55	9,31***
R$ 1.000 a R$ 2.000	13,97	18,67	10,16	8,51***
R$ 2.000 a R$ 5.000	13,14	16,26	10,50	5,76***
R$ 5.000 a R$ 10.000	10,53	13,34	8,15	5,19***
Mais de R$ 10.000	9,72	12,72	7,34	5,38***
Idade (anos)	38,75	38,71	38,78	-0,07
Ensino fundamental completo ou menos (%)	31,80	23,76	36,65	-12,89***
Ensino médio completo ou não (%)	41,88	42,69	41,26	1,43*
Ensino superior completo ou não (%)	27,04	33,55	22,09	11,46***
Negro (%)	55,75	53,61	57,39	-3,78***
Coabita com cônjuge (%)	65,20	58,07	70,64	-12,57***
Rendimento domiciliar *per capita* (R$)	1.797,50	1.852,60	1.755,50	97,10***
Rendimento de todos os trabalhos (R$)	2.402,60	2.077,10	2.650,50	-573,40***
Coabita com pessoas com saúde debilitada (%)	6,28	5,78	6,66	-0,88
Área rural (%)	11,78	7,78	14,82	-7,04***
Norte (%)	7,60	6,83	8,19	-1,36***
Nordeste (%)	23,42	22,47	24,15	-1,68***
Sudeste (%)	44,96	46,45	43,83	2,62***
Sul (%)	15,77	16,17	15,46	0,71
Centro-Oeste (%)	8,25	8,08	8,38	-0,30
Trabalhador sem carteira (%)	18,68	23,37	15,10	8,27***
Trabalhador com carteira (%)	50,32	52,17	48,92	3,25***
Empregador (%)	4,11	3,07	4,90	-1,83***
Conta própria (%)	26,89	21,39	31,08	-9,69***
Nº de observações	45.413	19.227	26.186	
População representada	86.851.574	37.556.998	49.294.576	

Fonte: Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2019. Elaboração dos autores.
Nota: ***, ** e * indicam significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Diferenças para variáveis binárias são expressas em pontos percentuais (p.p.).

A análise dos dados da PNS 2019 revela um retrato persistente e multifacetado das desigualdades de gênero no Brasil. A jornada semanal de trabalho remunerado é maior para os homens (43,20 horas contra 38,80 horas das mulheres), uma diferença de 4,40 horas. No entanto, esse cenário se inverte quando se considera o trabalho não remunerado: as mulheres dedicam, em média, 18,90 horas semanais a afazeres domésticos e cuidados, quase o dobro das 10,10 horas dedicadas pelos homens. Dessa maneira, mesmo quando inseridas no mercado de trabalho, elas não experienciam uma redução proporcional de suas responsabilidades domésticas. Conforme observam Medeiros e Pinheiro (2018,

p. 183), a divisão sexual do trabalho no Brasil não se caracteriza por um mero espelhamento das jornadas de trabalho pago e não pago de homens e mulheres, e por isso tem como resultado uma carga total de trabalho maior para elas. Tal sobrecarga demanda redes de apoio informal, constituídas por familiares, vizinhos, amigos, entre outros, para possibilitar a conciliação das esferas familiar e profissional. Entre as mulheres das camadas mais favorecidas, parte dessas tarefas domésticas e de cuidado pode ser delegada mediante a contratação de serviços frequentemente realizados por outras mulheres, conformando o que Hirata e Kergoat (2008, p. 271) denominam de modelo de delegação.

O exame das horas semanais de trabalho não remunerado segundo faixas do rendimento domiciliar *per capita* (RDPC) revela que o desequilíbrio de gênero na repartição do trabalho doméstico e de cuidado é uma realidade em todos os estratos de renda, com as mulheres sempre dedicando mais horas a essas atividades do que os homens. A diferença é expressiva no estrato mais pobre do RDPC (até R$ 500), no qual elas dedicam, em média, 22,95 horas semanais a essas atividades, contra apenas 9,78 horas entre os homens. Mesmo no grupo mais rico (RDPC › R$ 10.000), a carga feminina (12,72 horas) é 73,3% maior do que a masculina (7,34 horas). Esses dados evidenciam que, embora a jornada feminina seja atenuada pelo aumento de renda, a desigualdade de gênero se mantém, revelando-se uma característica estrutural e transversal às diferentes classes sociais, conforme mostram, também, Garcia e Marcondes (2022, p. 18).

As Tabelas 4 e 5 apresentam as estimativas dos efeitos de diversas variáveis sobre o escore de sintomas depressivos para pessoas ocupadas no Brasil, em 2019. Os efeitos são estimados tanto para a média condicional quanto para os quantis condicionais de ordem 0,50, 0,75 e 0,90 da distribuição do referido escore. Na Tabela 4 constam os resultados do modelo (1), que considera o tempo total de trabalho como variável explanatória de interesse central.

Um primeiro aspecto a ser notado é que todas as estimativas apresentadas corroboram a hipótese de que a sobrecarga de trabalho está associada a uma piora na saúde mental da população.

A relação entre o tempo total de trabalho e o escore de sintomas depressivos assume a forma de uma parábola côncava para cima. Assim, o efeito de uma hora adicional de trabalho não é linear, mudando de sinal a partir de determinado ponto: abaixo dele, aumentos na jornada laboral reduzem a incidência de sintomas depressivos, porém, acima dele, o sinal do efeito se inverte, com aumentos na carga horária deteriorando a saúde mental. Não há indícios de que essa relação seja diferente para homens e mulheres, uma vez que o coeficiente associado à interação entre gênero e tempo de trabalho não é estatisticamente significativo.

TABELA 4
Estimativas dos efeitos de diversas variáveis sobre a média e quantis selecionados da distribuição condicional do escore de sintomas depressivos para a população ocupada de 15 a 62 anos Brasil – 2019

Variáveis	MQO	Q50	Q75	Q90
mulher	**1,8367****	1,4574	1,1409	3,5078
	(0,7816)	(0,8921)	(2,1248)	(2,2397)
htotal	**-0,0430*****	**-0,0330*****	**-0,1112*****	**-0,1202*****
	(0,0154)	(0,0109)	(0,0303)	(0,024)
htotal²	**0,0005*****	**0,0004*****	**0,0012*****	**0,0012*****
	(0,0001)	(0,0001)	(0,0003)	(0,0002)
mulher × htotal	-0,0093	-0,0028	0,0605	0,0099
	(0,0265)	(0,0311)	(0,0719)	(0,0663)
mulher × htotal²	0,0001	0,0001	-0,0005	0,0001
	(0,0002)	(0,0003)	(0,0006)	(0,0005)
idade	0,011	-0,0117	-0,0326	0,0705
	(0,0257)	(0,0176)	(0,0373)	(0,0563)
idade²	-0,0001	0,0001	0,0003	-0,0009
	(0,0003)	(0,0002)	(0,0004)	(0,0007)
médio	**-0,3142*****	**-0,2610*****	**-0,5252*****	**-0,6019****
	(0,0896)	(0,0736)	(0,136)	(0,2339)
superior	0,0578	0,0692	0,2247	0,2298
	(0,1322)	(0,1056)	(0,2005)	(0,2908)
negro	0,0296	0,0119	-0,0537	0,0165
	(0,0869)	(0,0684)	(0,1316)	(0,2094)
cônjuge	**-0,2452*****	**-0,0424**	**-0,2910****	**-0,7952*****
	(0,0806)	(0,067)	(0,1372)	(0,2036)
saúdefamiliar	**0,7428*****	**0,6772*****	**1,2103*****	**1,7425*****
	(0,1338)	(0,1333)	(0,2344)	(0,3056)
ln(rendatrab)	**-0,1620*****	**-0,0235**	**-0,2225*****	**-0,3810*****
	(0,0599)	(0,0411)	(0,0852)	(0,1308)
Norte	**-0,3353*****	**-0,3841*****	**-0,3656*****	**-0,4875****
	(0,0865)	(0,0638)	(0,1354)	(0,2223)
Sudeste	0,0994	**-0,2147****	0,0984	0,6306***
	(0,0958)	(0,0984)	(0,1404)	(0,2361)
Sul	-0,1405	**-0,4092*****	**-0,3034***	0,2813
	(0,1052)	(0,0695)	(0,1829)	(0,2707)
Centro-Oeste	0,1409	-0,1657	0,1157	**0,8658*****
	(0,1062)	(0,1192)	(0,1704)	(0,3276)
rural	**-0,6992*****	**-0,2939*****	**-1,1515*****	**-1,8561*****
	(0,0853)	(0,0459)	(0,1234)	(0,2510)
com carteira	**-0,5064*****	**-0,4708*****	**-0,8223*****	**-0,9277*****
	(0,1115)	(0,0652)	(0,1635)	(0,2527)
empregador	**-0,3702***	-0,2339	-0,6563	**-1,0445*****
	(0,1995)	(0,2097)	(0,4032)	(0,3890)
conta própria	**-0,3257*****	**-0,4023*****	**-0,6178*****	**-0,2763**
	(0,1138)	(0,0732)	(0,1577)	(0,2636)
intercepto	**4,0799*****	**2,1819*****	**8,1053*****	**10,4375*****
	(0,6552)	(0,4137)	(1,0883)	(1,3575)
Nº de observações	45.413	45.413	45.413	45.413
R^2	0,0641			
Pseudo R^2		0,0292	0,0588	0,0755

Fonte: Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2019. Elaboração dos autores.
Nota: Erros padrão entre parênteses; ***, ** e * denotam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Com base nas estimativas apresentadas na Tabela 4, tem-se que, tudo o mais constante, o efeito de uma hora adicional de trabalho sobre a distribuição condicional do escore de sintomas depressivos se torna positivo, contribuindo para a piora na saúde mental, a partir de jornadas totais de cerca de 46 horas semanais.[4] Também é fácil verificar, a partir da expressão (1), que o valor desse efeito parcial depende do número total de horas trabalhadas,[5] tornando-se maior à medida que aumenta a carga de trabalho. Merece atenção, ainda, o fato de que essa associação ganha importância à medida que se transita em direção ao topo da distribuição. Isso significa que, tudo o mais constante, uma hora adicional de trabalho aumenta tanto o valor que separa a distribuição condicional em duas metades (mediana) quanto o valor que separa os 10% com maior escore dos 90% com menor escore de sintomas depressivos (90º percentil), porém, o impacto é maior no topo *vis-à-vis* a mediana da distribuição. Considere, por exemplo, uma carga horária total de 55 horais semanais. Mantendo constantes as demais variáveis, uma hora adicional de trabalho aumenta a mediana do escore em 0,011 pontos (-0,0330+2×0,0004×**55**) e seu 90º percentil em 0,019 pontos (-0,1202+2×0,0012×**55**). Porém, se a carga horária for de 70 horas semanais, uma hora adicional de trabalho eleva as mesmas separatrizes em 0,022 e 0,057 pontos, respectivamente.

Resultados semelhantes quanto à dependência entre carga total de trabalho e saúde mental – controlados outros fatores – foram observados para os Estados Unidos (Piovani; Aydiner-Avsar, 2021) e para a China (Liu; MacPhail; Dong, 2018), embora tais estudos não tenham explorado a possibilidade de uma não linearidade entre essas variáveis. A convergência de resultados reforça a hipótese de que a privação de tempo funciona como um estressor crônico capaz de agravar condições preexistentes de sofrimento mental.

Em relação ao efeito de gênero, os resultados indicam que, mesmo controlando o efeito de diversas características socioeconômicas, a média condicional da distribuição do escore de sintomas depressivos é 1,84 pontos mais elevada para as mulheres, mostrando que a saúde mental feminina tende a ser pior do que a masculina. Embora as estimativas para os quantis condicionais não tenham se mostrado estatisticamente significativas ao nível de 10%, ainda podem ser consideradas relevantes as evidências de que o efeito de gênero tende a se intensificar à medida que se transita em direção ao topo da distribuição. Ao nível de 12% de significância, ser mulher eleva o valor da mediana em 1,46 pontos, mas em 3,51 pontos o 90º percentil da distribuição condicional do escore de sintomas depressivos. Essa disparidade de gênero em saúde mental é uma descoberta robusta na literatura internacional, sendo frequentemente atribuída a uma complexa interação de fatores biológicos, psicológicos e, sobretudo, sociais, como a sobrecarga de responsabilidades e a exposição a estressores específicos (Baptista; Baptista; Oliveira, 1999; Nolen-Hoeksema, 2001; Chandra; Satyanarayana, 2010; Salk; Hyde; Abramson, 2017; Zhou *et al.*, 2023).

[4] Essa estimativa é dada por $\partial E\,(y|\,\boldsymbol{X})/\partial htotal = 0 \Rightarrow htotal^{*} = \hat{\theta}_1\,/(-\,2\hat{\theta}_2)$.

[5] O efeito é dado por $\partial E\,(y|\,\boldsymbol{X})/\partial\, htotal = \hat{\theta}_1 + 2\hat{\theta}_2\, htotal$.

Na Tabela 5 são apresentadas as estimativas do modelo (2), que desagrega a carga horária total em trabalho remunerado e não remunerado. No caso da jornada de trabalho remunerado, o comportamento é semelhante ao descrito anteriormente: até determinado ponto, aumentos na carga horária contribuem para a redução do escore de sintomas depressivos e, a partir de tal ponto, passam a aumentá-lo. No caso do tempo de trabalho não remunerado também foi testada a relação quadrática, mas em nenhum caso as estimativas se mostraram estatisticamente significativas, sugerindo ser mais razoável considerar uma relação linear entre essa variável e saúde mental.

O trabalho remunerado é um direito fundamental do ser humano e sua realização se dá, geralmente, em um espaço de socialização com outros indivíduos, o que permite a ampliação de redes sociais. Além disso, a atividade profissional pode ajudar na construção da identidade e de um senso de propósito, no reforço da autoestima e na organização do tempo. Todos esses fatores estão associados a maior bem-estar psicológico, tornando razoável admitir que, mesmo controlando o efeito de variáveis como o rendimento recebido e a posição na ocupação, o tempo que se despende trabalhando é, até determinado ponto, benéfico para a saúde mental. No entanto, a partir de um certo limiar, os benefícios associados à atividade laboral podem ser superados pelo cansaço físico e emocional de uma jornada excessiva e pela privação de tempo, tornando negativo o efeito de incrementos nas horas trabalhadas sobre a saúde mental. Isso explicaria a relação quadrática observada entre trabalho remunerado e sintomas depressivos. Essa dinâmica é corroborada pelos resultados de Hämmig (2017, p. 396-400), que demonstram que a falta de períodos de descanso e o acúmulo de demandas laborais estão associados a piores indicadores de saúde física e mental, incluindo sintomas de estresse, exaustão e *burnout*. A invasão do "tempo de recuperação" – período essencial para a restauração de recursos energéticos e emocionais – compromete a reposição desses recursos, instaurando um estado de fadiga persistente (Hämmig, 2017).

TABELA 5
Estimativas dos efeitos de diversas variáveis sobre a média e quantis selecionados da distribuição condicional do escore de sintomas depressivos para a população ocupada de 15 a 62 anos Brasil – 2019

Variáveis	MQO	Q50	Q75	Q90
mulher	**1,5789*** **	**1,5080*** **	**2,9194*** **	**3,7045***
	(0,6050)	(0,4823)	(1,1060)	(2,1454)
hrem	**-0,0601*** **	**-0,0347*** **	**-0,1108*** **	**-0,1252** **
	(0,0156)	(0,0112)	(0,0285)	(0,0554)
hrem²	**0,0007*** **	**0,0006*** **	**0,0014*** **	**0,0015** **
	(0,0002)	(0,0001)	(0,0004)	(0,0006)
hnaorem	**0,0146*** **	**0,0083*** **	**0,0222*** **	**0,0294***
	(0,0049)	(0,0027)	(0,0077)	(0,0151)
mulher × hrem	-0,0194	-0,0214	-0,0357	-0,047
	(0,0263)	(0,0225)	(0,0485)	(0,0984)
mulher × hrem²	0,0004	0,0003	0,0006	0,001

(continua)

(continuação)

Variáveis	MQO	Q50	Q75	Q90
	(0,0003)	(0,0003)	(0,0006)	(0,0012)
mulher × hnaorem	**0,0131***	**0,0218*****	0,0178	0,0284
	(0,0074)	(0,0053)	(0,0121)	(0,0200)
idade	0,006	-0,0187	-0,0458	0,0718
	(0,0254)	(0,017)	(0,0384)	(0,0578)
idade²	-0,0001	0,0002	0,0004	-0,001
	(0,0003)	(0,0002)	(0,0005)	(0,0007)
médio	**-0,3093*****	**-0,3004*****	**-0,5156*****	**-0,6415****
	(0,0892)	(0,0602)	(0,1419)	(0,2616)
superior	0,0815	0,0642	0,232	0,2374
	(0,1319)	(0,1118)	(0,1904)	(0,3304)
negro	0,0155	-0,0002	-0,1208	0,0116
	(0,0871)	(0,0583)	(0,1380)	(0,2374)
cônjuge	**-0,2645*****	-0,0769	**-0,3095****	**-0,8415*****
	(0,0803)	(0,0614)	(0,1375)	(0,2226)
saúdefamiliar	**0,7368*****	**0,6390*****	**1,2401*****	**1,4836*****
	(0,1326)	(0,1148)	(0,1769)	(0,5117)
ln(rendatrab)	**-0,1722*****	**-0,0352**	**-0,2201*****	**-0,4624*****
	(0,0602)	(0,0408)	(0,0695)	(0,1533)
Norte	**-0,3261*****	**-0,3436*****	**-0,3849*****	**-0,4580****
	(0,0865)	(0,0477)	(0,1296)	(0,232)
Sudeste	0,112	**-0,1897****	0,0745	0,5880**
	(0,0964)	(0,0831)	(0,153)	(0,2627)
Sul	-0,1147	**-0,3892*****	-0,261	0,3141
	(0,1061)	(0,0598)	(0,1669)	(0,3073)
Centro-Oeste	0,1622	-0,1117	0,1708	0,8532**
	(0,1059)	(0,1153)	(0,1559)	(0,3436)
rural	**-0,7166*****	**-0,3414*****	**-1,1567*****	**-1,9316*****
	(0,0857)	(0,0438)	(0,1181)	(0,2447)
com carteira	**-0,4170*****	**-0,3781*****	**-0,7004*****	**-0,7617*****
	(0,1141)	(0,0589)	(0,1746)	(0,2946)
empregador	-0,3148	-0,2832	**-0,6488****	**-0,9563***
	(0,2031)	(0,1868)	(0,2811)	(0,5101)
conta própria	**-0,3202*****	**-0,3252*****	**-0,5872*****	-0,3158
	(0,1152)	(0,0629)	(0,1714)	(0,3251)
intercepto	**4,2865*****	**2,1083*****	**7,7921*****	**10,2077*****
	(0,5942)	(0,3766)	(0,9378)	(1,6684)
Nº de observações	45.413	45.413	45.413	45.413
R^2	0,0654			
Pseudo R^2		0,0298	0,0599	0,0762

Fonte: Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2019. Elaboração dos autores.
Nota: Erros padrão entre parênteses; ***, ** e * denotam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Em relação ao tempo total de trabalho, vimos que, tudo o mais constante, o efeito de uma hora adicional de trabalho sobre a distribuição condicional do escore de sintomas depressivos se torna positivo a partir de jornadas de 46 horas semanais. No entanto, ao

controlar explicitamente o efeito das horas de trabalho não remunerado, a partir de aproximadamente 40 horas semanais, aumentos na carga de trabalho remunerado já mostram efeito negativo sobre a saúde mental das pessoas ocupadas.

No que diz respeito ao trabalho não remunerado, vale notar que, em média, a jornada de trabalho remunerado da população ocupada brasileira é de mais de 41 horas semanais. Ademais, 75% dos indivíduos ocupados trabalham pelo menos 40 horas semanais. Ora, se para a maioria da população a carga horária de trabalho remunerado já é elevada, incrementá-la com mais horas de trabalho não remunerado só contribuiria para a piora da saúde mental, o que justificaria a relação linear observada entre trabalho não remunerado e sintomas depressivos.

Assim como no caso em que se considera a carga total de trabalho, não se observam diferenças de gênero estatisticamente significativas no efeito de um aumento marginal na carga de trabalho remunerado. No entanto, em se tratando do trabalho não remunerado, há evidências de um impacto diferenciado para homens e mulheres: tudo o mais constante, uma hora adicional de trabalho não remunerado eleva em 0,0146 pontos a média da distribuição do escore de sintomas depressivos da população masculina ocupada, sendo que para a população feminina o efeito é praticamente o dobro, de 0,0277 pontos (0,0146+0,0131). Ademais, o efeito aumenta à medida que se transita para o topo da distribuição condicional, sempre caracterizado pelo hiato de gênero: para os homens, é de 0,0083 pontos na mediana, de 0,0222 pontos no 3º quartil e de 0,0294 pontos no 90º percentil; para as mulheres, de 0,0301, 0,0400 e 0,0578 pontos, respectivamente.[6]

Em relação ao efeito de gênero, nota-se que, ao se controlar explicitamente a carga horária de trabalho não remunerado, os coeficientes associados à variável *mulher* tornam-se estatisticamente significativos aos níveis usuais em todos os quantis da distribuição condicional. A diferença de gênero no escore de sintomas depressivos passa a ser dada pela soma dos coeficientes associados à variável *mulher* e à sua interação com a variável trabalho não remunerado (*mulher* × *hnaorem*). Assim, para uma carga semanal de trabalho não remunerado de **20** horas, a média condicional da distribuição do escore de sintomas depressivos das mulheres é 1,84 pontos (1,5789+0,0131×**20**) maior do que a referente à distribuição dos homens. Essa diferença passa de 1,94 pontos, na mediana condicional, para 4,27 pontos, no 90º percentil.

Assim, com o desmembramento da jornada total de trabalho em atividades remuneradas e não remuneradas, reforça-se que, mesmo controlando o efeito de diversas características socioeconômicas, a saúde mental da população feminina ocupada é, em média, pior do que a da população masculina. Esse hiato de gênero tende a se intensificar à medida que se transita em direção ao topo da distribuição, mas, mais do que isso, tal diferença aumenta em função da carga horária de trabalho não remunerado que, conforme visto, é muito maior para as mulheres.

[6] Diferença de gênero para os percentis de ordem 0,75 e 0,90 estatisticamente significativas ao nível de 15%.

Em relação aos efeitos das demais variáveis explanatórias, incluídas como controles nos modelos, embora não seja o objetivo deste estudo discuti-los em profundidade, cabem alguns apontamentos.

O forte efeito protetor de ter um cônjuge corrobora os resultados encontrados por Yucel e Minnotte (2017), Liu, MacPhail e Dong (2018) e Vaingankar *et al.* (2020), confirmando a relevância das relações conjugais e do suporte social como fator de proteção à saúde mental.

Adicionalmente, observa-se que a residência em área rural, em comparação à área urbana, também está associada à melhor saúde mental, um achado que encontra respaldo em Souza, Caranha e Herkrath (2022). Esse resultado pode estar relacionado a características do ambiente rural, como menor exposição a fatores estressores típicos dos centros urbanos, estilos de vida mais tranquilos e redes sociais mais próximas e coesas, o que pode atuar como fator de proteção para a saúde mental. Ainda assim, tais interpretações devem ser consideradas com cautela, uma vez que diferenças de acesso a serviços de saúde e possíveis subnotificações também podem influenciar os resultados, o que requer análises mais aprofundadas.

Em relação ao efeito da escolaridade, os resultados indicam que, mantidas as demais variáveis constantes, indivíduos com ensino médio (incompleto ou completo) apresentam menor escore de sintomas depressivos em comparação àqueles com até o ensino fundamental completo. Por outro lado, não há evidências de diferenças estatisticamente significativas entre indivíduos com ensino superior (incompleto ou completo) e aqueles do grupo com menor escolaridade. Esse resultado sugere que a relação entre escolaridade e sintomas depressivos não é monotônica, isto é, maiores níveis de escolaridade não estão necessariamente associados a reduções adicionais no escore.

O rendimento de todos os trabalhos mostra-se positivamente associado à saúde mental. Esse achado pode ser interpretado a partir do papel da renda na ampliação do acesso a bens e serviços que promovem bem-estar, como cuidados de saúde, alimentação adequada e melhores condições de moradia, além de contribuir para a redução da insegurança financeira e do estresse associado a restrições orçamentárias.

Alternativamente, considerou-se a utilização da renda domiciliar *per capita* como variável de controle, em substituição à renda do trabalho ou em conjunto com esta. No entanto, os resultados não se mostraram consistentes em nenhuma dessas especificações. Isso pode estar relacionado ao fato de que a renda própria confere maior autonomia financeira, permitindo ao indivíduo maior controle sobre o uso dos recursos, além de refletir aspectos como valorização profissional, inserção produtiva e reconhecimento no mercado de trabalho. Esses resultados são sugestivos de que não apenas o nível de renda, mas também sua origem, desempenha um papel relevante na determinação da saúde mental.

Em relação à posição na ocupação, observa-se que, mesmo controlando os efeitos das demais variáveis consideradas, os empregados sem carteira de trabalho assinada tendem a reportar pior saúde mental. Esse resultado pode estar associado à menor previsibilidade da renda e ao contexto de insegurança e baixa cobertura social enfrentada por esses trabalhadores, que pode intensificar o estresse e contribuir para o sofrimento psíquico.

Tal achado enseja a necessidade de investigações adicionais sobre a relação entre precariedade na inserção laboral e bem-estar psicológico.

Considerações finais

A presente pesquisa teve como objetivo examinar em que medida a carga total de trabalho, compreendendo tanto o trabalho remunerado quanto o não remunerado, impacta a saúde mental da população brasileira. Com base nos dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2019, buscou-se compreender como essas duas formas de trabalho se distribuem entre os gêneros e se a sobrecarga laboral afeta de maneira distinta homens e mulheres, avaliando separadamente os efeitos do trabalho pago e das atividades domésticas e de cuidado sobre o bem-estar psicológico.

Os resultados corroboram a hipótese de que a sobrecarga de trabalho está associada a uma piora na saúde mental da população ocupada. As regressões estimadas indicam que, tanto para homens como para mulheres, a partir do limiar de 46 horas semanais, um aumento marginal na carga total de trabalho (soma dos trabalhos remunerado e não remunerado) eleva a média da distribuição condicional do escore de sintomas depressivos. Ademais, esse efeito é mais intenso entre indivíduos que se encontram no topo da distribuição de sintomas, demonstrando que as consequências da pobreza de tempo são mais severas para quem já vivencia um sofrimento psicológico elevado.

Quando a jornada total de trabalho é desagregada em trabalho remunerado e não remunerado, despontam achados importantes. Diferentemente da jornada de trabalho pago, que apresenta uma relação em forma de U com a incidência de sintomas depressivos, o trabalho não remunerado mostra uma relação linear direta. Isso significa que incrementos marginais nessa forma de trabalho deterioram a saúde mental, independentemente do patamar considerado. Esse resultado revela a necessidade de suporte psicossocial, reconhecimento e um compartilhamento mais igualitário e justo das responsabilidades domésticas e de cuidado, para que essas atividades possam ser vivenciadas positivamente. Constata-se, ainda, que, mesmo controlando o efeito de diversas características socioeconômicas, a saúde mental da população feminina ocupada é, em média, pior do que a da população masculina. Esse hiato de gênero tende a se intensificar à medida que se transita em direção ao topo da distribuição de sintomas depressivos, mas, mais do que isso, ele aumenta em função da carga horária de trabalho não remunerado que, conforme visto, é muito maior para as mulheres. Desse modo, a divisão sexual do trabalho no Brasil constitui um importante vetor de deterioração da saúde mental feminina, pois gera uma sobrecarga persistente, que ultrapassa mecanismos de adaptação e contribui para a maior prevalência de transtornos de ansiedade e depressão entre as brasileiras.

Os resultados desta pesquisa mostram, portanto, que a saúde mental não pode ser compreendida isoladamente dos determinantes sociais que estruturam a vida cotidiana. A interdependência entre renda, escolaridade, carga total de trabalho e pobreza de tempo

demonstra que o sofrimento psíquico emerge de desigualdades econômicas, educacionais e de organização social do trabalho, confirmando que intervenções restritas ao nível individual têm alcance limitado.

Em um país marcado por alta informalidade, pela regulamentação insuficiente de formas recentes de trabalho, como o realizado por meio de plataformas digitais, e por regimes extenuantes, como a escala 6×1, tanto homens quanto mulheres enfrentam longas jornadas e intensificação laboral que reduzem o tempo para descanso, autocuidado e convivência familiar. Esse cenário reforça a importância de políticas que atuem sobre a organização social do tempo, regulando jornadas e ampliando direitos trabalhistas.

Além disso, os achados empíricos desta pesquisa reiteram a necessidade de políticas públicas voltadas à conciliação entre trabalho remunerado e responsabilidades familiares, à superação das desigualdades de gênero na distribuição dos afazeres domésticos e, também, ao reconhecimento e à valorização do trabalho reprodutivo, conforme preconizado pelos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável da ONU (Nações Unidas, 2020, ODS 5.4). Tais medidas devem estar inseridas em uma nova organização social dos cuidados, capaz de reconfigurar o modelo vigente no país, caracterizado pela responsabilização implícita das famílias pela provisão de cuidados, diante de uma atuação estatal subsidiária e insuficiente (Passos; Machado, 2021; Brasil, 2025).

Um primeiro passo nesse sentido foi dado com a instituição da Política Nacional de Cuidados (PNC), por meio da Lei n. 15.069/2024 (Brasil, 2024b), que assegura o direito ao cuidado ao longo da vida e prevê que sua provisão deve ser compartilhada e distribuída entre todos os atores sociais – Estado, famílias, setor privado e comunidade. Esse novo marco normativo tem como público-alvo, de um lado, as pessoas que demandam apoio e auxílio diários em suas atividades, como crianças, idosos e pessoas com deficiência, em particular aquelas que enfrentam desigualdades, discriminação e exclusão no acesso ao cuidado. De outro, contempla os trabalhadores domésticos – cujas condições laborais ainda se caracterizam por elevada precariedade, limitada proteção social, baixos salários e jornadas extensas – e cuidadores familiares, invisibilizados e sobrecarregados.

Caminhos concretos para a operacionalização da PNC apontam para a necessidade de criação de **políticas de tempos**, como licenças parentais ampliadas, licenças para acompanhamento de dependentes e flexibilização negociada de jornadas; **políticas de recursos**, como transferências monetárias para contratação de serviços de cuidado e proteção previdenciária para cuidadores familiares informais; **acesso universal a serviços públicos de cuidado**, como creches, pré-escolas, instituições de longa permanência para idosos e deficientes que demandam assistência contínua e programas de "respiro" e apoio psicológico a cuidadores; e **políticas de transformação cultural**, que enfrentem o estigma associado ao trabalho reprodutivo e promovam a divisão equitativa dos cuidados com o lar e com a família entre homens e mulheres (Brasil, 2024a). Esses instrumentos, quando articulados, podem contribuir para a redução de desigualdades educacionais, de renda, de tempo e de condições de trabalho, mitigando o adoecimento mental em sua raiz estrutural.

Referências

BAPTISTA, M. N.; BAPTISTA, A. S. D.; OLIVEIRA, M. G. Depressão e gênero: por que as mulheres deprimem mais que os homens? **Temas em Psicologia**, v. 7, n. 2, p. 143-156, ago. 1999.

BORGMANN, L.; RATTAY, P.; LAMPERT, T, Health-related consequences of work-family conflict from a European perspective: results of a scoping review. **Frontiers in Public Health**, v. 7, n. 189, 2019.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento e Assistência Social, Família e Combate à Fome. **Relatório do Grupo de Trabalho Interministerial (GTI-Cuidados)**. Brasília: MDS, 2024a. Disponível em: https://bit.ly/3Y8kie8. Acesso em: 07 jul. 2026.

BRASIL. Lei nº 15.069, de 23 de dezembro de 2024. Institui a Política Nacional de Cuidados e dá outras providências. **Diário Oficial da União**: seção 1, Brasília, DF, ano 162, n. 247, p. 1-3, 24 dez. 2024b. Disponível em: https://www. planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2023-2026/2024/lei/L15069.htm. Acesso em: 07 jul. 2026.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social. Secretaria Nacional de Cuidados e Família. **Diagnóstico da Organização Social dos Cuidados no Brasil**. Brasília: MDS, 2025. (Série Cuidado em Debate, n. 4). Disponível em: https://www.gov.br/mds/pt-br/acoes-e-programas/brasil-que-cuida/original/observatorio-do-cuidado/publicacoes/cartilhas/cuidado_em_debate-4.pdf. Acesso em: 07 jul. 2026.

CARNEIRO, C. M. M.; PINHO, P. S.; TEIXEIRA, J. R. B.; ARAÚJO, T. M. Trabalho doméstico não remunerado: persistência da divisão sexual e transtornos mentais. **Revista de Saúde Pública**, v. 57, p. 31, 2023.

CHANDRA, P. S.; SATYANARAYANA, V. A. Gender disadvantage and common mental disorders in women. **International Review of Psychiatry**, v. 22, n. 5, p. 513-524, 2010.

CHEN, C. **An introduction to quantile regression and the QUANTREG procedure**. Cary, NC: SAS Institute Inc., 2005.

DEUS, M. D.; SCHMITZ, M. E. S.; VIEIRA, M. L. Família, gênero e jornada de trabalho: uma revisão sistemática de literatura. **Gerais: Revista Interinstitucional de Psicologia**, v. 14, n. 1, p. 1-28, abr. 2021.

DU PREL, J.; PETER, R. Work-family conflict as a mediator in the association between work stress and depressive symptoms: cross-sectional evidence from the German lidA-cohort study. **International Archives of Occupational and Environmental Health**, v. 88, p. 359-368, 2015.

ERVIN, J.; TAOUK, Y.; ALFONZO, L. F.; HEWITT, B.; KING, T. Gender differences in the association between unpaid labour and mental health in employed adults: a systematic review. **The Lancet Public Health**, v. 7, n. 9, e775-e786, 2022a.

ERVIN, J.; TAOUK, Y.; ALFONZO, L. F.; PEASGOOD, T.; KING, T. Longitudinal association between informal unpaid caregiving and mental health amongst working-age adults in high-income OECD countries: a systematic review. **EClinicalMedicine**, v. 53, 2022b.

GARCIA, B. C.; MARCONDES, G. S. As desigualdades da reprodução: homens e mulheres no trabalho doméstico não remunerado. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 39, e0204, 2022.

HÄMMIG, O. Health and well-being at work: the key role of supervisor support. **Social Science & Medicine**, v. 3, 2017.

HAO, L.; NAIMAN, D. Q. **Quantile regression**. Thousand Oaks: Sage Publications, 2007.

HIRATA, H.; KERGOAT, D. Novas configurações da divisão sexual do trabalho. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 132, p. 595-609, set./dez. 2007.

HIRATA, H.; KERGOAT, D. Divisão sexual do trabalho profissional e doméstico: Brasil, França, Japão. *In*: COSTA, A. O. *et al.* (Org.). **Mercado de trabalho e gênero**: comparações internacionais. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2008. cap. 14, p. 263-278.

HUNT, K.; ANNANDALE, E. Just the job? Is the relationship between health and domestic and paid work gender-specific**? Sociology of Health & Illness**, v. 15, n. 5, p. 632-664, 1993.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa Nacional de Saúde 2019**. Rio de Janeiro: IBGE, 2019.

KESSLER, R. C.; BROMET, E. J. The epidemiology of depression across cultures. **Annual Review of Public Health**, v. 34, p. 119-138, 2013.

KOENKER, R. **Quantile regression**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

KOENKER, R.; HALLOCK, K. F. Quantile regression. **Journal of Economic Perspectives**, v. 15, n. 4, p. 143-156, 2001.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.

KROENKE, K.; SPITZER, R. L.; WILLIAMS, J. B. W. The PHQ-9: validity of a brief depression severity measure. **Journal of General Internal Medicine**, v. 16, n. 9, p. 606-613, 2001.

LEVIS, B.; BENEDETTI, A.; THOMBS, B. D. Accuracy of Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9) for screening to detect major depression: individual participant data meta-analysis. **BMJ**, v. 365, l1476, 2019.

LIU, L.; MACPHAIL, F.; DONG, X. Gender, work burden, and mental health in post-reform China. **Feminist Economics**, v. 24, n. 2, p. 194-217, 2018.

MACDONALD, M.; PHIPPS, S.; LETHBRIDGE, L. Taking its toll: the influence of paid and unpaid work on women's well-being. **Feminist Economics**, v. 11, n. 1, p. 63-94, 2005.

MEDEIROS, M.; PINHEIRO, L. S. Desigualdades de gênero em tempo de trabalho pago e não pago no Brasil, 2013. **Sociedade e Estado**, v. 33, n. 1, p. 161-187, jan./abr. 2018.

MEINSHAUSEN, N. Quantile regression forests. **Journal of Machine Learning Research**, v. 7, p. 983-999, 2006.

NAÇÕES UNIDAS. **Objetivos de Desenvolvimento Sustentável**. New York, NY: Organização das Nações Unidas, 2020. Disponível em: https://nacoesunidas.org/pos2015/ods5/. Acesso em: 21 abr. 2026.

NOLEN-HOEKSEMA, S. Gender differences in depression. **Current Directions in Psychological Science**, v. 10, n. 5, p. 173-176, 2001.

PASSOS, L.; MACHADO, D. C. Regime de cuidados no Brasil: uma análise à luz de três tipologias. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 38, p. 1-24, e0166, 2021.

PIOVANI, C.; AYDINER-AVSAR, N. Work time matters for mental health: a gender analysis of paid and unpaid labor in the United States. **Review of Radical Political Economics**, v. 53, n. 4, p. 579-589, 2021.

QI, L.; DONG, X. Gender, low-paid status, and time poverty in urban China. **Feminist Economics**, v. 24, n. 2, p. 171-193, 2018.

QUARESMA, N. K. B. **O impacto da sobrecarga de trabalho remunerado e não-remunerado na saúde mental de homens e mulheres no Brasil**. Monografia (Trabalho de Conclusão de Curso em Ciências Econômicas) – Universidade Federal de São Paulo, Escola Paulista de Política, Economia e Negócios, Osasco, 2025.

RAZZOUK, D. Por que o Brasil deveria priorizar o tratamento da depressão na alocação dos recursos da saúde? **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 25, n. 4, p. 845-848, out./dez. 2016.

SALK, R. H.; HYDE, J. S.; ABRAMSON, L. Y. Gender differences in depression in representative national samples: meta-analyses of diagnoses and symptoms. **Psychological Bulletin**, v. 143, n. 8, p. 783-822, 2017.

SANTOS, I. S. *et al*. Sensibilidade e especificidade do Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9) entre adultos da população geral. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 29, n. 8, p. 1533-1543, 2013.

SOUZA, M. L. P.; CARANHA, N. P.; HERKRATH, F. J. The role of rurality on factors associated with major depressive episode screening among Brazilian adults in a national household survey. **International Journal of Social Psychiatry**, v. 68, n. 4, p. 762-772, 2022.

SPERLICH, S.; PETER, R.; GEYER, S. Applying the effort-reward imbalance model to household and family work: a population-based study of German mothers. **BMC Public Health**, v. 12, n. 12, 2012.

VAINGANKAR, J. *et al*. The association of mental disorders with perceived social support, and the role of marital status: results from a national cross-sectional survey. **Archives of Public Health**, v. 78, 108, 2020.

YUCEL, D.; MINNOTTE, K. L. Workplace support and life satisfaction: the mediating roles of work-to-family conflict and mental health. **Applied Research in Quality of Life**, v. 12, n. 3, p. 549-575, 2017.

ZHOU, F.; HE, S.; SHUAI, J.; DENG, Z.; WANG, Q.; YAN, Y. Social determinants of health and gender differences in depression among adults: a cohort study. **Psychiatry Research**, v. 329, 115548, 2023.

Sobre os autores

Natasha Kristy Bezerra Quaresma é mestranda em Economia e Desenvolvimento e bacharel em Ciências Econômicas pela Escola Paulista de Política, Economia e Negócios da Universidade Federal de São Paulo (Eppen/Unifesp).

Daniela Verzola Vaz é doutora, mestre e bacharel em Ciência Econômica pela Universidade Estadual de Campinas (Unicamp). Professora associada da Escola Paulista de Política, Economia e Negócios da Universidade Federal de São Paulo (Eppen/Unifesp). Docente permanente do Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento da Eppen/Unifesp e pesquisadora do Grupo de Estudos em Economia da Família e do Gênero (gefam.com.br).

Josimar Gonçalves de Jesus é pós-doutor em Economia, doutor e mestre em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo e graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho (Unesp). Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de São Carlos (UFSCar).

Endereço para correspondência

Natasha Kristy Bezerra Quaresma
Universidade Federal de São Paulo – Escola Paulista de Política, Economia e Negócios
Rua General Newton Estilac Leal, 932
06190-170 – Osasco-SP, Brasil

Daniela Verzola Vaz
Universidade Federal de São Paulo – Escola Paulista de Política, Economia e Negócios
Rua General Newton Estilac Leal, 932
06190-170 – Osasco-SP, Brasil

Josimar Gonçalves de Jesus
Universidade Federal de São Carlos – Departamento de Economia (DEc-SO)
Rodovia João Leme dos Santos, km 110
18052-780 – Sorocaba-SP, Brasil

CRediT

Reconhecimentos: Não aplicável.
Financiamento: Não aplicável.
Conflitos de interesse: Os autores certificam que não têm interesse pessoal, comercial, acadêmico, político ou financeiro que represente um conflito de interesses em relação ao manuscrito.
Aprovação ética: Os autores certificam que o trabalho não inclui seres humanos ou animais.
Disponibilidade de dados e material: Os conteúdos já estão disponíveis (dados públicos).
Contribuições dos autores:
Natasha Kristy Bezerra Quaresma: curadoria de dados; conceitualização; análise formal; escrita – rascunho original.
Daniela Verzola Vaz: conceitualização; análise formal; metodologia; escrita – rascunho original; escrita – revisão & edição.
Josimar Gonçalves de Jesus: análise formal; metodologia; escrita – rascunho original; escrita – revisão & edição.
Editores: Bernardo Lanza Queiroz, Júlia Almeida Calazans e Maria Carolina Tomás.

Abstract

The impact of paid and unpaid work overload on the mental health of men and women in Brazil

Using microdata from the 2019 Brazilian National Health Survey (PNS), this study applies linear and quantile regression models to examine the association between paid and unpaid workloads and depressive symptoms among employed adults in Brazil, focusing on gender inequalities in this relationship. The findings indicate a non-linear, U-shaped relationship between paid

working hours and depressive symptom scores for both men and women, with a turning point at 40 hours per week. Beyond this threshold, additional working hours significantly impair mental health, particularly among individuals already experiencing high levels of psychological distress. Conversely, the relationship between unpaid domestic work and mental health is linear, with higher workloads leading to greater psychological distress—a deleterious effect that is nearly twice as strong for women as it is for men. These results demonstrate that the gendered division of labor, which imposes a disproportionate burden of unpaid domestic and care work on women, is a critical determinant of the mental health gender gap in Brazil.

Keywords: Working time. Mental health. Gender division of labor. Gender inequality.

Resumen

El impacto de la sobrecarga laboral remunerada y no remunerada en la salud mental de hombres y mujeres en Brasil

A partir de microdatos de la Encuesta Nacional de Salud de Brasil de 2019 (PNS), este estudio aplica modelos de regresión lineal y cuantílica para analizar la asociación entre las cargas de trabajo remunerado y no remunerado y los síntomas depresivos en la población ocupada, con énfasis en las desigualdades de género. Los resultados indican que la relación entre la jornada de trabajo remunerado y la puntuación de síntomas depresivos es no lineal y adopta una forma de U (convexa) tanto para hombres como para mujeres, con un punto de inflexión en las 40 horas semanales. Por encima de este umbral, el incremento de la jornada laboral deteriora significativamente la salud mental, especialmente entre los individuos que ya presentan niveles elevados de malestar psicológico. En cambio, la relación con el trabajo doméstico no remunerado es lineal: una mayor carga horaria agrava los síntomas depresivos, sobre todo en las mujeres, para quienes el efecto perjudicial de una hora adicional de trabajo doméstico y de cuidados es casi el doble del observado en los hombres. Estos hallazgos demuestran que la división sexual del trabajo, al imponer una sobrecarga desproporcionada de tareas no remuneradas a las mujeres, constituye un factor determinante de la brecha de género en la salud mental en Brasil.

Palabras clave: Horas de Trabajo. Salud mental. División sexual del trabajo. Desigualdad de género.

Recebido para publicação em 13/05/2026
Aceito para publicação em 14/08/2026

Apêndice

Perguntas N010 a N018 da Pesquisa Nacional de Saúde 2019 e sua pontuação de acordo com o PHQ-9

Nas duas últimas semanas, com que frequência o(a) Sr(a):	Nenhum dia	Menos da metade dos dias	Mais da metade dos dias	Quase todos os dias
Teve problemas no sono, como dificuldade para adormecer, acordar frequentemente à noite ou dormir mais do que de costume?	0	1	2	3
Teve problemas por não se sentir descansado(a) e disposto(a) durante o dia, sentindo-se cansado(a), sem ter energia?	0	1	2	3
Teve pouco interesse ou não sentiu prazer em fazer as coisas?	0	1	2	3
Teve problemas para se concentrar nas suas atividades habituais?	0	1	2	3
Teve problemas na alimentação, como ter falta de apetite ou comer muito mais do que de costume?	0	1	2	3
Teve lentidão para se movimentar ou falar, ou ao contrário ficou muito agitado(a) ou inquieto(a)?	0	1	2	3
Se sentiu deprimido(a), "pra baixo" ou sem perspectiva?	0	1	2	3
Se sentiu mal consigo mesmo, se achando um fracasso ou achando que decepcionou sua família?	0	1	2	3
Pensou em se ferir de alguma maneira ou achou que seria melhor estar morto?	0	1	2	3

Fonte: Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2019. Elaboração dos autores.