

TEXTO PARA DISCUSSÃO

2920

**GÊNERO É O QUE IMPORTA:
DETERMINANTES DO TRABALHO
DOMÉSTICO NÃO REMUNERADO
NO BRASIL**

**LUANA PINHEIRO
MARCELO MEDEIROS
JOANA COSTA
ANA DE HOLANDA BARBOSA**

ipea

Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

**GÊNERO É O QUE IMPORTA:
DETERMINANTES DO TRABALHO
DOMÉSTICO NÃO REMUNERADO
NO BRASIL¹**

LUANA PINHEIRO²

MARCELO MEDEIROS³

JOANA COSTA⁴

ANA DE HOLANDA BARBOSA⁵

1. Declaração de reconhecimento de financiamento: esta pesquisa não recebeu nenhuma subvenção específica de qualquer agência de financiamento nos setores públicos, comerciais ou sem fins lucrativos. Autoria: os autores listados atendem a todas as seguintes condições: i) contribuições substanciais para concepção, aquisição, análise e interpretação dos dados; ii) elaboração do trabalho e revisão crítica para conteúdo intelectual importante; e iii) aprovação final da versão a ser submetida e publicada. Conflitos de interesse: os autores não têm compromissos individuais que possam influenciar seu trabalho.

2. Técnica de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Sociais do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Disoc/Ipea). *E-mail*: <luana.pinheiro@ipea.gov.br>.

3. Professor visitante da Columbia University. *E-mail*: <marcelo.medeiros@columbia.edu>.

4. Técnica de planejamento e pesquisa na Disoc/Ipea. *E-mail*: <joana.costa@ipea.gov.br>.

5. Técnica de planejamento e pesquisa na Disoc/Ipea. *E-mail*: <ana.barbosa@ipea.gov.br>.

Governo Federal

Ministério do Planejamento e Orçamento

Ministra Simone Nassar Tebet

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidenta

LUCIANA MENDES SANTOS SERVO

Diretor de Desenvolvimento Institucional

FERNANDO GAIGER SILVEIRA

**Diretora de Estudos e Políticas do Estado,
das Instituições e da Democracia**

LUSENI MARIA CORDEIRO DE AQUINO

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

CLÁUDIO ROBERTO AMITRANO

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,
Urbanas e Ambientais**

ARISTIDES MONTEIRO NETO

**Diretora de Estudos e Políticas Setoriais,
de Inovação, Regulação e Infraestrutura**

FERNANDA DE NEGRI

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

CARLOS HENRIQUE LEITE CORSEUIL

Diretor de Estudos Internacionais

FÁBIO VÉRAS SOARES

Chefe de Gabinete

ALEXANDRE DOS SANTOS CUNHA

Coordenador-Geral de Imprensa e Comunicação Social

ANTONIO LASSANCE

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2023

Gênero é o que importa : determinantes do trabalho doméstico não remunerado no Brasil / Luana Pinheiro ... [et al.]. – Brasília, DF: IPEA, 2023.

44 p. – (Texto para Discussão ; 2920).

Inclui Bibliografia.

ISSN 1415-4765

1. Trabalho Doméstico. 2. Trabalho Doméstico Não Remunerado. 3. Trabalho Não Pago. 4. Trabalho Reprodutivo. 5. Cuidados. 6. Divisão Sexual do Trabalho. 7. Gênero. I. Pinheiro, Luana. II. Medeiros, Marcelo. III. Costa, Joana. IV. Barbosa, Ana de Holanda. V. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 331.4

Ficha catalográfica elaborada por Elizabeth Ferreira da Silva CRB-7/6844.

Como citar:

PINHEIRO, Luana; MEDEIROS, Marcelo; COSTA, Joana; BARBOSA, Ana de Holanda. **Gênero é o que importa: determinantes do trabalho doméstico não remunerado no Brasil.** Brasília, DF: Ipea, set. 2023. 44 p. ISSN 1415-4765. (Texto para Discussão, n. 2920). DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/td2920-port>.

JEL: J11; J13; J14; J16; J22; Z13.

As publicações do Ipea estão disponíveis para download gratuito nos formatos PDF (todas) e ePUB (livros e periódicos).

Acesse: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento e Orçamento.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

| | |
|------------------------------|----|
| 1 INTRODUÇÃO..... | 7 |
| 2 PERSPECTIVAS TEÓRICAS..... | 9 |
| 3 METODOLOGIA..... | 15 |
| 4 RESULTADOS | 22 |
| 5 CONCLUSÃO | 37 |
| REFERÊNCIAS | 39 |

SINOPSE

Neste estudo, examinamos como a posição no curso de vida, a disponibilidade de tempo, os recursos relativos em uma família ou as normas de gênero, em especial o que chamamos de respostas compensatórias ou neutralização dos desvios de gênero (*gender display*), determinam as desigualdades de gênero no trabalho reprodutivo entre casais brasileiros em 2019. Para esse propósito, foram utilizados os dados do painel da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua do mesmo ano. Os resultados encontrados indicam que a posição no curso de vida tem um efeito muito mais forte sobre as mulheres, com a presença de filhos ampliando o tempo gasto no trabalho doméstico – embora esse tempo diminua à medida que a idade das crianças aumenta. O impacto das crianças nas jornadas reprodutivas das mulheres é o dobro do encontrado para os homens. Cuidar de pessoas idosas aumenta a carga de trabalho reprodutivo das mulheres, mas não tem efeito para os homens. Em termos de disponibilidade de tempo, o *trade-off* entre trabalho remunerado e não remunerado é bastante expressivo para as mulheres e pouco importante para os homens. As famílias mais ricas usam sua renda para adquirir no mercado bens e serviços que reduzem seu trabalho doméstico, mas o efeito de substituição é mais forte para as mulheres. Ao considerarmos homens e mulheres em um casal, encontramos que a capacidade de transformar recursos financeiros relativamente mais altos em horas de trabalho mais curtas – tal como preconiza a teoria da barganha – é determinada por normas tradicionais de gênero. Assim, mesmo quando as mulheres respondem pela maior parte da renda dos casais, elas continuam sendo responsáveis pela maior quantidade de trabalho doméstico, comportando-se de forma “tradicional” no espaço doméstico como uma maneira de neutralizar os “desvios” no mercado de trabalho (onde ganham mais que seus companheiros). A educação é um equalizador das relações de gênero, mas seu efeito é também determinado por papéis de gênero e raça. De forma geral, encontramos que normas e valores de gênero se constituem no fator mais importante para determinar o trabalho reprodutivo de homens e mulheres.

Palavras-chave: trabalho doméstico; trabalho doméstico não remunerado; trabalho não pago; trabalho reprodutivo; cuidados; divisão sexual do trabalho; gênero.

ABSTRACT

We examine how position in the life course, time availability, relative resources within a family, and compensatory response (*gender display*) determined gender inequalities in reproductive work among Brazilian couples in 2019 using panel data from the Brazilian National Household Continuous Survey 2019 (PNAD Contínua 2019). We found that the position in the life course has a much stronger effect on women, with children extending the time spent in domestic labor – although this time decreases as the age of the children increases, the impact of children on women is twice that on men. Taking care of the elderly increases the reproductive workload of women but has no effect for men. In terms of time availability, the trade-off between paid and unpaid work is strong for women and very weak for men. Richer families use their income to acquire goods and services that reduce their domestic work, but the substitution effect is stronger among women. Within a couple, the ability to transform relatively higher financial resources into shorter working hours is determined by conventional gender values. Notably, we found that, even when women are the major income providers of the couples, they behave like traditional women in domestic work. Education is an

equalizer of gender relations, but its effect is framed by gender roles and race. Traditional gender values are the most important factor determining reproductive work.

Keywords: housework; household labor; domestic labor; unpaid work; care; sexual division of labor.

1 INTRODUÇÃO

No Brasil, a coleta de dados em nível nacional sobre o tempo gasto em trabalho doméstico e de cuidados não remunerado se inicia, em 2001, no âmbito da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Entre os adultos, estudos baseados nos dados das PNADs mostraram os cenários descritos a seguir.

- 1) Quase o dobro das mulheres, em comparação aos homens, declarava ter realizado, na semana anterior à entrevista, trabalho doméstico não remunerado (incidência).¹
- 2) As jornadas de trabalho doméstico não pago das mulheres eram duas vezes mais longas do que as dos homens.
- 3) O envolvimento em trabalho remunerado reduzia a duração das jornadas de trabalho não remunerado.
- 4) Homens e mulheres ocupados dedicavam mais tempo ao trabalho reprodutivo do que adultos desocupados.
- 5) Mulheres ocupadas, contudo, alocavam mais tempo no trabalho doméstico e de cuidados não remunerado do que os homens desocupados.
- 6) Maior renda familiar traduzia-se em turnos de trabalho doméstico não remunerado mais curtos para todos os adultos.
- 7) Crianças no domicílio aumentavam substancialmente o tempo total gasto em trabalho de cuidados.
- 8) Quanto mais jovens eram as crianças, maior a carga deste trabalho.
- 9) A carga de trabalho doméstico aumentava com o tamanho das famílias.

1. Até 2015, dados sobre a incidência e sobre as jornadas de trabalho doméstico não remunerado foram coletados pela PNAD Anual por meio de duas perguntas simples: i) você fez algum trabalho doméstico não remunerado na última semana?; e ii) quantas horas você passou nessas atividades na última semana? Os dados da PNAD Anual mostravam que as mulheres tinham quase o dobro da incidência de trabalho doméstico não remunerado do que os homens. Desde 2015, contudo, após a implantação da PNAD Contínua (levantamento em forma de painel), essas questões foram modificadas e o trabalho doméstico não remunerado tem sido pesquisado por meio de: i) uma lista de "afazeres domésticos" e de cuidado a partir da qual as pessoas relatam as atividades que realizaram na semana anterior; e ii) uma pergunta sobre o número total de horas gastas no conjunto de atividades listadas anteriormente (as pessoas não relatam horas por atividade, mas horas para o trabalho doméstico e de cuidados total realizado). Após essa mudança metodológica, os resultados da incidência de trabalho doméstico não remunerado passaram a mostrar um cenário menos desigual em termos de gênero. Dados de 2019 indicam que a incidência de trabalho domiciliar não remunerado foi de 79% para homens e 92% para mulheres.

- 10) A frequência de crianças a pré-escolas reduzia a carga horária doméstica, particularmente para as mulheres.
- 11) Mulheres casadas possuíam jornadas mais longas em trabalho não pago quando comparadas àquelas não casadas, enquanto homens reduzem suas jornadas reprodutivas ao entrarem em um casamento.
- 12) A presença de idosos no domicílio ampliava o tempo reprodutivo das mulheres e produzia efeitos pouco claros sobre o dos homens.
- 13) As meninas gastavam mais tempo em trabalho doméstico não remunerado do que os meninos (Araújo e Veiga, 2017; Bruschini, 2006; Madalozzo, Martins e Shiratori, 2010; Queiroz e Aragón, 2015; Ramos, 2011; Soares, 2008; Soares e Saboia, 2007).²

Em grande parte, esses resultados estão em consonância com os obtidos para outros países. É claro que estimativas específicas podem variar, mas as conclusões substantivas são que, embora uma série de fatores idiossincráticos possam afetar o tempo que homens e mulheres alocam em trabalho doméstico e de cuidados não remunerado, as normas de gênero sempre desempenham um papel fundamental na determinação de como o tempo é distribuído entre as diversas atividades em um domicílio (Aassve, Fuochi e Mencarini, 2014; Álvarez e Miles, 2003; Amarante e Rossel, 2018; Bianchi *et al.*, 2000, p. 200; Bittman *et al.*, 2003; Brines, 1994; Calasanti e Bailey, 1991; Chesters, 2013; Coltrane, 2000; Craig e Mullan, 2011; Evertsson e Neramo, 2004; 2007; Natalier, 2003; South e Spitze, 1994).

O conjunto de estudos produzidos sobre essa temática explora uma série de fatores que poderiam determinar as desigualdades de gênero no uso do tempo em trabalho reprodutivo. Esses fatores podem ser organizados em torno de cinco perspectivas teóricas, quais sejam: i) posição no curso de vida (ou no ciclo de vida); ii) disponibilidade de tempo; iii) recursos relativos, ou barganha; iv) normas e valores de gênero, em especial a resposta compensatória ou a neutralização dos desvios de gênero (ou *gender display*); e v) macrofatores (por exemplo, acesso a serviços públicos de cuidado).

Durante um período, essas perspectivas foram tratadas como concorrentes. No entanto, na maioria dos casos, elas funcionam mais como elementos que se complementam que como fatores que concorrem. Nosso objetivo neste estudo é analisar como as quatro primeiras dessas cinco perspectivas afetam as desigualdades de gênero no trabalho reprodutivo entre casais brasileiros em 2019 a partir dos dados da PNAD Contínua.

2. Para mais informações, acessar *Retrato das desigualdades de gênero e raça*. Disponível em: <<https://bit.ly/3ZOqDKG>>.

Discutiremos cada uma das cinco perspectivas teóricas com mais detalhes na seção 2. Na seção 3 (metodologia), explicamos como operacionalizamos as quatro perspectivas utilizadas em nossa análise empírica. Antes de começarmos, porém, é importante uma pequena nota sobre a terminologia aqui utilizada. Neste trabalho utilizamos os termos *trabalho doméstico não remunerado*, *trabalho doméstico e de cuidados não remunerado*, *trabalho não pago*, *trabalho de cuidados* e *trabalho reprodutivo* de forma intercambiável. Embora reconheçamos que estas expressões não possuem exatamente o mesmo significado, optamos por utilizá-las como sinônimas diante das limitações de dados e de possibilidades metodológicas disponíveis.

2 PERSPECTIVAS TEÓRICAS

2.1 Curso de vida

A perspectiva dos cursos de vida – ou ciclos de vida – se concentra em explicar como alguns eventos da vida social, como formação e dissolução familiar (casamento, filhos, separação, recasamentos, viuvez), idade, aquisição de maiores níveis escolaridade, podem afetar o uso do tempo em trabalho doméstico e cuidados não remunerado. Vale destacar que, embora o termo *ciclo de vida* seja frequentemente utilizado na literatura, talvez um termo mais adequado seja *curso de vida*, pois “ciclo” pressupõe uma trajetória natural, o que, evidentemente, pode não ser o caso.

Essa perspectiva inclui diferentes aspectos dos eventos que a compõem, como o tipo de casamento (se entre pessoas do mesmo sexo ou de sexos diferentes, se formal ou não), a duração de uniões conjugais, a idade e o número de filhos, entre outros. Tais eventos da vida familiar interagem com outros fatores, como a atividade econômica, o contexto social, político e econômico (aqui abordado pela perspectiva dos fatores institucionais ou macrofatores) e as normas vigentes de gênero, que, em alguns casos, incluem comportamentos compensatórios para neutralização de desvios de gênero, como se verá nas subseções seguintes. Os estudos mostram que os eventos do curso da vida afetam os indivíduos de forma diferente a depender, particularmente, de sua raça ou de seu sexo (Pittman e Blanchard, 1996, p. 1; Zuzanek e Smale, 2002).

Em termos gerais, as pesquisas mostram que os papéis de gênero determinam como o curso da vida afeta o trabalho reprodutivo de homens e mulheres. O casamento entre pessoas de sexos diferentes, por exemplo, aumenta significativamente o tempo alocado em trabalho doméstico não remunerado das mulheres, enquanto, para os homens, o efeito é negativo ou inexistente. O divórcio, por sua vez, aumenta a jornada reprodutiva dos homens e reduz a das mulheres. Um casamento “informal” reduz as responsabilidades das mulheres em termos de trabalho não remunerado e

parte desse efeito persiste mesmo após a formalização da união (Baxter, 2005; Bianchi *et al.*, 2000; Coltrane, 2000; Gupta, 1999; Shelton, 1992; South e Spitze, 1994).

Nos casamentos entre pessoas do mesmo sexo, a literatura tem apontado que a divisão do trabalho tende a ser mais igualitária. No entanto, há uma diferença notável entre casais gays e lésbicos. Enquanto os primeiros tendem a compartilhar tarefas de acordo com os interesses e a disponibilidade de tempo, as uniões entre mulheres são marcadas pela divisão da totalidade do trabalho não remunerado, ou seja, as mulheres em casamentos do mesmo sexo tendem a compartilhar a carga de trabalho doméstico de forma mais igualitária do que os homens nesse tipo de união (Kurdek, 1993; Natalier, 2003; Peplau e Beals, 2004).

O momento em que os eventos se dão, na linha do tempo da vida das pessoas, também importa. Assim, casamentos e paternidade em idades mais avançadas estão associados a uma distribuição mais uniforme do trabalho reprodutivo entre homens e mulheres (Coltrane, 1990; Pittman e Blanchard, 1996). A contribuição masculina para o trabalho doméstico não pago diminui à medida que a duração das uniões aumenta, mesmo se controlamos o efeito da renda e do tempo das mulheres no trabalho remunerado (Greenstein, 1996; Grunow, Schulz e Blossfeld, 2012).

A presença de filhos é o evento, na perspectiva dos cursos de vida, com maior influência sobre a alocação de tempo de uma família em trabalho reprodutivo. Primeiro, porque aumenta a carga total de trabalho de cuidados para o domicílio. Segundo, porque leva casais de sexos diferentes a adotarem uma divisão ainda mais tradicional no que se refere às responsabilidades pelo trabalho de cuidados não pago. Estudos têm apontado que o nascimento de uma criança tende a aumentar o tempo de trabalho não remunerado das mulheres pelo menos três vezes mais do que aumenta para os homens. Conforme as crianças envelhecem, os efeitos sobre as jornadas reprodutivas tendem a ser menores, mas ainda assim seguem sendo mais expressivos para as mães do que para os pais. A presença de filhos adolescentes nos domicílios produz efeitos que também dependem do sexo dos jovens. Se os filhos forem do sexo feminino, é possível notar uma redução na carga de trabalho de cuidados das mães, indicando que desde jovens as meninas já são percebidas como responsáveis por compartilhar o trabalho doméstico e de cuidados nos domicílios – o que não apenas não acontece quando os filhos são meninos, como é possível encontrar estudos que mostram um aumento nas jornadas reprodutivas maternas na presença de um filho adolescente homem (Anxo *et al.*, 2011; Apps e Rees, 2005; Bianchi *et al.*, 2000; Brines, 1994; Coltrane, 2000; Gupta, 1999; John e Shelton, 1997; Pittman e Blanchard, 1996; Ross, 1987; South e Spitze, 1994; Waite e Goldscheider, 1992).

Finalmente, os estudos identificam a existência de uma dimensão racial na divisão sexual do trabalho. Ao revisar a literatura dos anos 1990, Coltrane (2000) encontrou que os homens negros

costumavam fazer mais trabalho doméstico do que os homens brancos. Kamo e Cohen (1998), por sua vez, encontraram que a divisão do trabalho entre mulheres e homens negros era mais igualitária e que gênero desempenhava um papel mais importante entre os brancos (John e Shelton, 1997). Não obstante, nos anos 2000, os estudos não encontraram diferenças significativas na duração do trabalho doméstico não remunerado de homens negros e brancos (Gupta, 2007; Sayer e Fine, 2011; Wight, Bianchi e Hunt, 2013).

2.2 Disponibilidade de tempo

As famílias devem fazer trabalho remunerado e não remunerado para garantir a reprodução social. Originalmente, a ideia-chave da perspectiva de disponibilidade de tempo era de que as decisões intrafamiliares sobre a distribuição do tempo entre trabalho remunerado e não remunerado se daria de forma a maximizar os benefícios familiares, sendo a família entendida como uma unidade com interesses e objetivos comuns. Nesse contexto, a família estimaria os ganhos potenciais de cada pessoa no mercado de trabalho e aquelas com maiores ganhos potenciais seriam direcionadas para o trabalho remunerado, com jornadas pagas mais intensas. Na outra ponta, as pessoas com mais tempo livre disponível tomariam a “decisão racional” de assumir maiores responsabilidades no que diz respeito ao trabalho doméstico e de cuidados não remunerado. Há, portanto, um *trade-off* entre trabalho remunerado e não remunerado que não apenas responde ao fato de que o tempo é finito – e aumentar a jornada em uma atividade significa necessariamente reduzir a jornada de outra –, mas também à ideia de uma especialização entre os indivíduos. Importa destacar ainda que, nesse contexto, o número de adultos em um domicílio também afetará a distribuição do trabalho doméstico não remunerado e que adultos adicionais que compõem o núcleo familiar também podem compartilhar seu tempo com a família.

Ao se considerar os pressupostos dessa perspectiva, gênero não desempenharia um papel direto, mas poderia desempenhar um papel indireto quando os ganhos esperados das mulheres são afetados (Chesters, 2013). A análise que aqui conduzimos, contudo, não se baseia nos pressupostos que as famílias decidem como uma unidade e que gênero não desempenha papel relevante nas decisões de alocação de tempo entre trabalho pago e não pago. De modo contrário, consideramos aqui que gênero interage com o tempo disponível e que essa interação afeta a divisão do trabalho em um domicílio. Nesse sentido, importa não apenas avaliar se o trabalho não remunerado é influenciado por restrições externas – particularmente, pelo tempo gasto no mercado de trabalho –, mas também como esses efeitos afetam homens e mulheres de forma diferente.

Os estudos conduzidos ao longo das últimas décadas têm mostrado que a disponibilidade de tempo importa como um fator que constrange a participação no trabalho reprodutivo. De forma

geral, a literatura tem encontrado uma relação inversa entre o tempo alocado em trabalho remunerado e em trabalho não remunerado, tanto para homens quanto para mulheres. No entanto, diferentemente do que seria previsto pela teoria, isso ocorre com um viés de gênero claro (Coltrane, 2000). Em casais em que homens e mulheres passam o mesmo tempo no trabalho remunerado, por exemplo, as mulheres tendem a ter jornadas de trabalho não remunerado mais longas. Além disso, os homens em desemprego de longo prazo alocam menos tempo no trabalho doméstico não remunerado do que suas parceiras ocupadas, ao passo que isso não acontece entre as mulheres desocupadas. Fatores que afetam os rendimentos obtidos no mercado de trabalho, como a trajetória ocupacional, reduzem o *trade-off* entre trabalho pago e não pago muito mais para os homens do que para as mulheres (Aassve, Fuochi e Mencarini, 2014; Bianchi *et al.*, 2000; Brines, 1994; Cunningham, 2007; Greenstein, 1996; Gupta, 1999; Pittman e Blanchard, 1996; Shelton e John, 1996).

As pesquisas mostram, ainda, que o efeito de adultos adicionais no domicílio é também condicionado pelas normas de gênero. Isso significa que, se esse adulto for homem, aumentam as jornadas reprodutivas de homens e mulheres, mas se o adulto for uma mulher, essas jornadas se reduzem. Dito de outra forma, um homem adicional aumenta o nível de trabalho doméstico, enquanto uma mulher adicional redistribui o trabalho existente (John e Shelton, 1997). Além de serem condicionados por gênero, os efeitos de adultos adicionais também são racializados: uma mulher adicional no domicílio reduz mais a carga horária doméstica das mulheres negras do que a das brancas (Wight, Bianchi e Hunt, 2013).

2.3 Recursos relativos ou teoria da barganha

Em sua formulação original, a teoria econômica dos recursos relativos, também denominada teoria da barganha, previa que os membros de uma família trariam todos os seus recursos para uma barganha que determinaria a divisão do tempo de cada um entre trabalho remunerado e não remunerado. Aqui, mais do que o tempo disponível, o que importa é quem possui maior poder de barganha – conferido pela posse de mais recursos – para evitar o trabalho reprodutivo, ou pelo menos fugir das tarefas menos agradáveis ou menos flexíveis, uma vez que esse trabalho é, nessa perspectiva, entendido como indesejável. Importante destacar que o conceito de *recursos* não se limita aos recursos econômicos, ainda que a capacidade de trazer dinheiro para a família desempenhe um papel importante. Esses recursos podem incluir também ativos educacionais, de colocação no mercado de trabalho (postos ocupados, por exemplo) ou fatores como a capacidade de sair do domicílio (separação, no caso de casais). Partindo dessa perspectiva, dado que as mulheres geralmente têm menos recursos relativamente aos seus companheiros, elas tenderiam

a assumir a maior parte do trabalho doméstico não remunerado (Bittman *et al.*, 2003; Esping-Andersen, 2009; Evertsson e Neramo, 2007; Hook, 2006).

A literatura encontra apoio parcial para essa perspectiva. Por sua vez, estudos mostram que as diferenças nas jornadas reprodutivas entre homens e mulheres tendem de fato a diminuir quando os recursos relativos são semelhantes e que quando a renda absoluta ou relativa das mulheres aumenta, seu nível absoluto de trabalho doméstico diminui, embora alguns dos resultados para os homens sejam inconclusivos (Aassve, Fuochi e Mencarini, 2014; Baxter, 2005; Beller, 1993; Bianchi *et al.*, 2000; Blair e Lichter, 1991; Brines, 1994; Coltrane, 2000; Cunningham, 2007; Ferree, 1991; Gupta, 1999; Hersch e Stratton, 1997; Presser, 1994; Ross, 1987).

Não obstante, estudos têm demonstrado que a inversão da tradicional divisão sexual do trabalho doméstico não remunerado que se dá quando as mulheres têm mais recursos do que os homens não é garantida. Na verdade, a literatura tem apontado a existência de cenários em que maridos com menos recursos relativos passam ainda menos tempo no trabalho doméstico, ao passo que mulheres com mais recursos relativos alocam ainda mais tempo nessas atividades, precisamente o oposto do que a teoria da barganha prevê. Nesses casos, os papéis tradicionais de gênero são mantidos ou até mesmo reforçados. Essa resposta é conhecida na literatura como *gender display* – ou, como sugerimos, “neutralização dos desvios de gênero” ou “respostas compensatórias” – e é uma evidência de que a barganha não é neutra para a ideologia de gênero (Bittman *et al.*, 2003; Brines, 1994; Greenstein, 2000; South e Spitze, 1994). Além disso, esses resultados dependem também do contexto racial, uma vez que os efeitos gerados pela maior posse relativa de recursos sobre as jornadas reprodutivas são maiores para as mulheres brancas que para as negras (Wight, Bianchi e Hunt, 2013).

2.4 Normas e valores de gênero

O trabalho doméstico e de cuidados não remunerado pode ser entendido como uma forma de produção de bens e serviços para os membros da família. Mas ele pode, também, significar mais que isso, ao sinalizar para as famílias e para a sociedade de forma geral a existência de relações hierárquicas que se estabelecem nos domicílios. Nesses casos, a divisão sexual do trabalho reprodutivo assume um duplo propósito: “produzir gênero” e produzir bens e serviços de consumo. A “produção de gênero” ocorre na medida em que diferentes percepções de gênero levam homens e mulheres a adotarem práticas que afirmam normas de masculinidade e feminilidade. Assim, ao fazerem (ou não fazerem) certas atividades domésticas, as pessoas agem de acordo com as normas de gênero e validam suas identidades como homens e mulheres (Coltrane, 2000). Os domicílios seriam, portanto, nas palavras de Berk (1985), uma “fábrica de gênero”.

Essas normas e esses padrões de gênero são de tal forma determinantes dos comportamentos dos diferentes grupos sociais que são capazes de neutralizar os efeitos da barganha intradoméstica, mantendo a “produção de gênero” mesmo em contextos contranormativos, como quando as mulheres desafiam papéis tradicionais de gênero em uma dimensão. É o caso, por exemplo, do aumento da carga de trabalho não remunerado das mulheres, que pode se dar como uma resposta compensatória ao fato de que essas mulheres auferem maiores rendimentos no mercado de trabalho do que seus parceiros. A movimentos dessa natureza a literatura tem chamado de *gender display* ou *do gender*, ou seja, uma maneira de reafirmar, em uma arena, uma ideologia de gênero que está sob ameaça em outra (Berk, 1985; Bertrand, Kamenica e Pan, 2015; Brines, 1994; West e Zimmerman, 1987, p. 19).

Essa abordagem tem algumas implicações. Em primeiro lugar, independentemente dos recursos relativos ou da disponibilidade de tempo, as mulheres sempre passam mais tempo no trabalho doméstico não remunerado do que seus maridos. Em segundo lugar, mesmo na ausência de mulheres na família, os homens evitarão sistematicamente o trabalho doméstico. Em terceiro lugar, deve-se esperar um aumento nas jornadas de trabalho não remunerado das mulheres à medida que estas obtêm mais recursos relativos do que os homens, o que se traduziria em uma relação direta ou pelo menos curvilínea entre trabalho remunerado e não remunerado.

2.5 Macrofatores

Todas as perspectivas teóricas até aqui apresentadas partem do entendimento de que o tempo é alocado entre as diferentes atividades a partir de características de um domicílio e/ou de seus membros. No entanto, a distribuição do tempo ao longo do dia se dá também em uma interação entre essas características individuais e o ambiente externo, o qual compreende uma série de macrofatores relevantes, como a organização política, jurídica e econômica das sociedades e a prestação pública de bens e serviços. Esses macrofatores são também conhecidos na literatura como *determinantes institucionais* e trazem para a discussão a ideia de que o contexto social afeta o quanto de trabalho remunerado e não remunerado é necessário e quem deve fazer cada um desses trabalhos (Sani, 2014; Fuwa, 2004; Heisig, 2011; Hook, 2006; 2010).

A literatura existente sobre o tema mostra que esses macrofatores atuam direta e indiretamente na determinação da divisão sexual do trabalho reprodutivo e na sua carga horária total. Nos países com políticas públicas igualitárias de gênero, por exemplo, os efeitos das características individuais e domésticas na divisão do trabalho são menos responsivos a gênero (Aassve, Fuochi e Mencarini, 2014; Anxo *et al.*, 2011; Calasanti e Bailey, 1991; Cooke, 2006; Craig e Mullan, 2011; Fuwa, 2004; Geist, 2005; Kalleberg e Rosenfeld, 1990). Nesses países, também encontramos menos

desigualdades de gênero na distribuição de atividades que afetam a alocação de tempo, como educação, trabalho remunerado e renda. As taxas de participação econômica de homens e mulheres também geram efeitos na forma como a experiência individual de inserção de uma mulher no mercado de trabalho determina seu tempo gasto em trabalho doméstico (Hook, 2006; Sani, 2014). Além disso, o nível global de desigualdade de renda e os indicadores gerais de desenvolvimento econômico estão correlacionados às desigualdades de gênero no uso do tempo (Heisig, 2011).

No entanto, um contexto social no qual macrofatores institucionais estejam disponíveis para a população – como serviços públicos para cuidado de crianças – não é suficiente para compensar as relações de gênero construídas a partir de uma determinada ideologia (Calasanti e Bailey, 1991). Na verdade, há algumas evidências de que políticas públicas – como creches e pré-escolas – chegam até mesmo a propagar as desigualdades de gênero, pois ainda que reduzam a jornada reprodutiva das mulheres, não desafiam a tradicional divisão sexual do trabalho nos domicílios. Ou seja, as políticas podem, ao mesmo tempo, ser importantes e eficazes em termos de redução da carga de trabalho de cuidado das mulheres, e ter pouco impacto em termos de estimular a participação masculina nessas tarefas (Hook, 2006; 2010; Kalleberg e Rosenfeld, 1990; Windebank, 2001). A forma como esses macrofatores afetam o uso do tempo depende, portanto, de como eles interagem com outros elementos produzindo efeitos concretos.

Dado que macrofatores provavelmente influenciam as alocações de tempo de mulheres e homens, torna-se relevante trazer essa perspectiva para o debate feito neste trabalho. No entanto, essa é a única das cinco perspectivas teóricas que não será examinada empiricamente. Isso porque tal análise requer considerar simultaneamente vários períodos de tempo ou várias unidades geográficas, o que se torna particularmente complexo quando consideramos a distribuição das informações em diferentes bases da PNAD Contínua, além do uso de uma metodologia que difere dos principais objetivos e do escopo deste estudo.

3 METODOLOGIA

3.1 Dados

Para alcançar os objetivos deste estudo, utilizamos dados da PNAD 2019. Nesta pesquisa, os domicílios são entrevistados em um painel de cinco trimestres consecutivos e, embora haja uma parte central comum aos cinco questionários, algumas perguntas são feitas apenas uma vez. Esse é o caso das questões relacionadas ao trabalho reprodutivo, as quais estão presentes apenas na quinta entrevista, o que faz com que nossa amostra seja composta apenas por indivíduos cuja

quinta entrevista ocorreu em 2019. Optamos por analisar os dados de 2019, pois esses são os mais recentes disponíveis, uma vez que desde 2020 as informações sobre o tempo utilizado em trabalho doméstico não remunerado não têm sido coletadas.

Para realizar a análise aqui proposta, algumas restrições foram aplicadas à nossa amostra. Em primeiro lugar, focamos apenas em casais, sendo esses definidos como formados por pessoas vivendo juntas em qualquer tipo de relação conjugal, formal ou não, que vivem em áreas urbanas e em que ambos os parceiros têm entre 18 e 65 anos de idade. Limitamos a análise a casais de sexos diferentes porque acreditamos que a divisão do trabalho entre casais do mesmo sexo requer uma análise separada, seja em função de especificidades do ponto de vista teórico, seja metodológico. A análise restringiu-se às áreas urbanas porque, para muitas famílias das áreas rurais, não está clara a fronteira entre o trabalho doméstico não remunerado e o trabalho realizado para o mercado de trabalho. Por fim, o intervalo de idade aqui escolhido teve como objetivo limitar a amostra a casais em que ambos os parceiros estavam em idade ativa. Essa subamostra foi composta por 53.304 casais, o que corresponde a 58% do total de casais do país.

Após essa primeira seleção da amostra, realizamos uma análise para identificar observações para as quais as jornadas de trabalho – remunerado ou não – seriam implausíveis dadas as restrições concretas de duração de um dia. O controle dos *outliers* se deu em duas etapas, quais sejam: i) primeiramente, truncamos as jornadas de trabalho remunerado e não remunerado em 88 horas semanais, ainda que estas variem entre 1 hora e 120 horas no banco da PNAD Contínua; e ii) excluímos os registros de pessoas trabalhando mais de 112 horas em uma semana que tem 168 horas. Quando qualquer uma das exclusões afetou um integrante do casal, excluímos todo o casal do estudo, o que nos levou a uma subamostra de 53.118 casais.

Tentamos, também, tratar a questão da endogeneidade que se dá pelo fato de que os indivíduos provavelmente determinam sua alocação de tempo em trabalho remunerado e não remunerado de forma simultânea. Para tanto, utilizamos informações das primeiras entrevistas para construir as variáveis relacionadas ao trabalho remunerado (em 2018, portanto). Como mencionado anteriormente, o painel da PNAD Contínua segue os mesmos indivíduos durante cinco trimestres. A maioria das variáveis que consideramos nesta pesquisa foi coletada na quinta entrevista (ocorrida ao longo de 2019), pois somente nessa entrevista são coletadas as informações de trabalho

não pago. Assim, tivemos que identificar a primeira entrevista³ de cada indivíduo – o que nos faz retornar a 2018. Nesse processo, 37.740 observações individuais (não casais) foram perdidas, o que nos levaria a uma subamostra de 34.248 casais. No entanto, optamos por manter na base apenas os casais para os quais não havia qualquer valor *missing* nas variáveis analisadas, o que resultou em uma amostra final de 31.152 casais.

Por fim, é importante dizer que, por definição, valores *missing* são atribuídos para as jornadas reprodutivas ou para as jornadas no mercado de trabalho de indivíduos que declararam não ter emprego remunerado ou não realizar qualquer trabalho doméstico. Nesses casos, optamos por substituir os *missings* por valores zero.

3.2 Variáveis

O principal objetivo deste estudo é analisar como as quatro primeiras perspectivas teóricas descritas na seção inicial deste trabalho afetam as desigualdades de gênero na alocação de tempo em trabalho reprodutivo. Para tanto, selecionamos um conjunto de variáveis que nos permitiriam, em alguma medida, operacionalizar empiricamente e testar cada uma dessas perspectivas. Obviamente a construção e seleção dessas variáveis é condicionada pelas possibilidades e pelos limites ofertados pela nossa base de dados. É relevante também notar que as variáveis podem estar associadas a mais de uma perspectiva teórica; no entanto, isto não altera a análise empírica, uma vez que o sinal esperado da variável seria o mesmo independentemente da perspectiva escolhida.

Em relação à perspectiva do curso de vida, selecionamos um total de quatro variáveis: idade, escolaridade, número de filhos em determinadas faixas etárias e presença de idosos no domicílio. A idade foi medida por meio de uma *dummy* para cada uma das seguintes faixas etárias: 18-29 anos, 30-59 anos ou 60-65 anos. No caso de escolaridade, as variáveis originais da PNAD Contínua foram agregadas em torno de uma nova variável que informa se o indivíduo tem ensino fundamental, médio ou superior. Em relação à presença de filhos, foram incorporadas variáveis que indicam o número de filhos no domicílio nos seguintes intervalos de idade: 0-3 anos, 4-5 anos, 6-14 anos e 15-18 anos. Nesta última faixa etária, consideramos separadamente as filhas e os filhos. Finalmente, no caso da presença de idosos, estes foram considerados a partir da idade de

3. Embora haja uma chave única para identificar as famílias ao longo do tempo, não há tal informação para indivíduos. Portanto, usamos sexo e data de nascimentos para combinar as entrevistas individuais. Vale mencionar que, neste estudo, somente informações relativas ao trabalho pago foram mensuradas na primeira entrevista. Ou seja, a maioria das variáveis utilizadas correspondem à quinta entrevista e, por isso, utilizamos para ponderação da amostra os pesos da quinta entrevista.

80 anos. É importante ressaltar que variáveis relacionadas à presença de filhos e idosos podem, alternativamente, estar entre as variáveis relacionadas à disponibilidade de tempo, uma vez que representam maior demanda por trabalho reprodutivo. Embora essa opção seja arbitrária, ela não altera o sinal esperado para essas variáveis.

A perspectiva da disponibilidade de tempo, por sua vez, foi operacionalizada por variáveis que descrevem: i) o tempo, em horas semanais, alocado ao trabalho remunerado; ii) a renda bruta mensal do trabalho remunerado; e iii) a presença de uma mulher adulta ou de um homem adulto adicional no domicílio (para além do casal). Como mencionado anteriormente, foram consideradas as variáveis defasadas de trabalho remunerado, ou seja, aquelas coletadas na primeira entrevista de cada domicílio, no ano de 2018, de modo a tentar retirar o efeito da endogeneidade que surge do fato de que a alocação de tempo para trabalho remunerado e não remunerado é simultaneamente determinada e é limitada pelo fato de um dia ter 24 horas. Ou seja, quase necessariamente, o tempo gasto no trabalho remunerado afeta negativamente o tempo gasto no trabalho reprodutivo e vice-versa. Uma forma de atenuar esse viés, portanto, é medir a variável explicativa antes da variável resposta (Álvarez e Miles, 2003; Heisig, 2011; Jenkins e O’Leary, 1995). Como estamos interessados em determinar como o trabalho remunerado afeta o trabalho reprodutivo, consideraremos a variável defasada para o trabalho remunerado medida na primeira entrevista. Ao fazer isso, esperamos que a relação negativa entre essas duas variáveis tenha uma magnitude menor, mas provavelmente ainda será negativa e significativa. Nosso coeficiente mede, então, como uma decisão anterior⁴ sobre o trabalho remunerado afeta o tempo presente alocado em trabalho reprodutivo.

No caso da perspectiva da barganha, consideramos o rendimento individual do trabalho, expresso como a fração da renda do indivíduo em relação à renda do casal. Também aqui o tempo gasto no trabalho reprodutivo afeta o tempo gasto no trabalho remunerado, uma vez que afeta a renda obtida. Nesse sentido, mantivemos a estratégia de medir a variável explicativa antes da variável resposta e adotamos uma versão defasada para essa variável, utilizando dados coletados na primeira das cinco entrevistas da PNAD Contínua. A ideia é que estamos medindo como o processo de barganha afeta o tempo gasto no trabalho reprodutivo um ano depois.⁵ Esperamos

4. Na verdade, seria preferível ter uma variável exógena para o trabalho pago que derivaria de uma variável instrumental ou de um experimento natural. Diante das possibilidades do painel da PNAD Contínua, contudo, usar uma variável defasada é o mais perto disso que podemos chegar.

5. Mais uma vez, é desejável considerar variáveis exógenas para discutir os efeitos do processo, sejam elas variáveis instrumentais, sejam experimentos naturais. No entanto, os dados não nos permitem avançar nesse sentido.

que essa variável defasada atenua a magnitude dos efeitos da renda, mas que seu sinal ou sua significância não sejam alteradas.

Para examinar os efeitos da resposta compensatória ou da neutralização dos desvios de gênero (*gender display*), adicionamos um termo quadrático para a renda do trabalho individual como uma fração da renda do casal. A ideia é avaliar se altos níveis de poder de barganha para as mulheres reforçam os papéis de gênero no espaço domiciliar, resultando em mais tempo gasto no trabalho reprodutivo. Pelas mesmas razões explicadas anteriormente, esse termo quadrático também é uma variável defasada.

Incluimos também uma *dummy* de sexo, em um modelo conduzido para homens e mulheres de forma conjunta, como forma de medir, de alguma maneira, os efeitos das normas de gênero sobre as jornadas reprodutivas da população brasileira. Finalmente, é importante destacar que também consideramos variáveis de controle para captar os efeitos das macrorregiões de residência e da raça sobre as jornadas reprodutivas. Essas variáveis não estão diretamente relacionadas às teorias que explicam as desigualdades de gênero no trabalho não remunerado, mas fazem parte de teorias que tentam explicar, por exemplo, as desigualdades salariais e a participação no mercado de trabalho. As cinco macrorregiões são as tradicionalmente utilizadas nas estatísticas brasileiras e a raça é definida a partir da agregação já convencional das categorias autodeclaradas, resultando em dois grupos: brancos (brancos mais amarelos) e negros (pretos mais pardos mais indígenas).

A tabela 1 apresenta as características da nossa amostra separadamente para mulheres e homens. Os resultados indicam que a maioria dos indivíduos se situa na faixa etária de 30 a 59 anos de idade e são negros. Aproximadamente 22% dos casais têm filhos pequenos (0 a 5 anos). As mulheres têm mais escolaridade do que os homens, mas estão menos presentes em empregos de tempo integral (jornada igual ou superior a 35 horas semanais) e sua participação na renda do casal é menor. Além disso, as mulheres são menos representadas na cauda superior da distribuição de renda. Entre os homens, por seu turno, há maior proporção de indivíduos que não fazem trabalho reprodutivo e, entre aqueles que fazem, os homens dedicam cerca de metade do tempo dedicado pelas mulheres. Em relação à distribuição geográfica das famílias, quase 50% dos casais residem no Sudeste.

TABELA 1
Características da amostra – Brasil (2019)
 (Em %)

| Variáveis | Mulheres | Homens |
|---|----------|--------|
| Variáveis do curso de vida | | |
| De 18 a 29 anos de idade | 0,125 | 0,073 |
| De 30 a 59 anos de idade ¹ | 0,828 | 0,831 |
| De 60 a 65 anos de idade | 0,047 | 0,096 |
| Ensino fundamental ¹ | 0,285 | 0,365 |
| Ensino médio | 0,412 | 0,403 |
| Ensino superior | 0,303 | 0,232 |
| Número de filhos de 0 a 3 anos | 0,132 | 0,132 |
| Número de filhos de 4 a 5 anos | 0,090 | 0,090 |
| Número de filhos de 6 a 14 anos | 0,428 | 0,428 |
| Número de filhas de 15 a 18 anos | 0,089 | 0,089 |
| Número de filhos de 15 a 18 anos | 0,100 | 0,100 |
| Presença de idosos no domicílio | 0,008 | 0,008 |
| Variáveis de disponibilidade de tempo | | |
| Presença de outra mulher adulta no domicílio | 0,172 | 0,172 |
| Presença de outro homem adulto no domicílio | 0,193 | 0,193 |
| Trabalho em tempo integral na primeira entrevista | 0,472 | 0,832 |
| Trabalho em tempo parcial na primeira entrevista | 0,183 | 0,093 |
| Desempregados/inativos na primeira entrevista ¹ | 0,345 | 0,075 |
| Renda do trabalho na primeira entrevista: abaixo da mediana ¹ | 0,616 | 0,293 |
| Renda do trabalho na primeira entrevista: da mediana ao percentil 90 | 0,316 | 0,557 |
| Renda do trabalho na primeira entrevista: do percentil 90 ao 95 | 0,037 | 0,072 |
| Renda do trabalho na primeira entrevista: do percentil 95 ao 100 | 0,031 | 0,078 |
| Variável de barganha | | |
| Renda do trabalho individual como fração da renda do casal: primeira entrevista | 31,285 | 68,715 |
| Variáveis de controle | | |
| Ser negro | 0,510 | 0,530 |
| Norte ¹ | 0,068 | 0,068 |
| Sudeste | 0,499 | 0,499 |
| Nordeste | 0,192 | 0,192 |
| Centro-Oeste | 0,082 | 0,082 |
| Sul | 0,159 | 0,159 |
| Horas semanais no trabalho reprodutivo | | |
| Proporção de zeros | 1,45 | 10,39 |
| Média entre aqueles com horas positivas | 23,92 | 11,22 |
| Número de observações | 31.152 | 31.152 |

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Categorias omitidas na regressão.

3.3 Procedimentos

O objetivo desta análise é, como mencionado, investigar os determinantes das desigualdades de gênero no tempo destinado ao trabalho reprodutivo. Assim, nossa variável dependente é a jornada semanal em trabalho doméstico e de cuidados não remunerado, medida em valores absolutos. Optamos por não considerar as razões das jornadas reprodutivas do casal como variável dependente (fração do tempo do indivíduo em relação ao tempo do parceiro ou ao tempo do casal) devido às dificuldades em estabelecer se as variáveis estão influenciando o numerador (indivíduo) ou o denominador (seus parceiros ou o tempo total do casal) da razão. A maioria dos resultados aqui apresentados considera homens e mulheres separadamente. Ainda assim, um de nossos modelos os inclui simultaneamente como estratégia para medir as desigualdades de gênero na alocação de tempo em trabalho reprodutivo.

Como mostra a tabela 1, 10% dos homens tinham jornadas zero em trabalho doméstico e de cuidados não remunerado. Para verificar se essas observações com valor zero criavam algum tipo de viés em nossas estimativas, optamos por apresentar, além das estimativas dos modelos de mínimos quadrados ordinários (OLS), os resultados de um modelo *tobit*. Para o *tobit*, reportamos a média dos efeitos marginais de cada regressor. Apresentamos ainda os resultados de um *logit* multinomial com três categorias, de modo a distinguir os indivíduos com cargas de trabalho reprodutivo mais pesadas ou mais leves.

A principal diferença entre os modelos OLS e *tobit* é que, neste último caso, as regressões modelam a chance de um indivíduo ter horas positivas de trabalho não pago. No entanto, na regressão do *tobit*, o processo de engajamento em uma determinada atividade é o mesmo que determina o número de horas dedicadas a essa atividade, e isso também pode gerar viés (Stewart, 2013). Portanto, também comparamos os resultados com os de uma estimativa de modelo de *logit* multinomial.

Embora a coleta de dados de uso do tempo por meio de diários e de questões estilizadas possa levar a resultados consistentes, é importante notar que nossos dados não vêm de um diário de tempo e, como tal, são limitados por erros relacionados à memória dos informantes e aos efeitos de arredondamento. Nesse sentido, não perdemos muitas informações ao agruparmos as horas de trabalho não remunerado em intervalos, o que nos permite utilizar um modelo de *logit* multinomial para estimar a probabilidade de um indivíduo estar em uma das seguintes situações em relação ao trabalho reprodutivo: i) trabalhar 8 ou menos horas semanais ou não se envolver em trabalho não remunerado; ii) trabalhar mais de 8, mas menos de 20 horas semanais; ou iii) trabalhar 20 ou mais horas semanais em trabalho não pago. Os pontos de corte para essas três categorias equivalem à mediana das horas de trabalho de homens e mulheres nessas atividades. Em vez de apresentar os resultados das regressões como coeficientes ou razões de chance, optamos por apresentar, para cada variável, a média dos efeitos marginais sob as probabilidades de os indivíduos estarem em cada categoria ou *status*.

O principal objetivo da comparação desses diferentes modelos (OLS, *tobit* e *logit* multinomial) é examinar o quão sensíveis são os nossos resultados à escolha do modelo empírico, o que nos permite testar a consistência de nossos achados. Ainda que não estejamos, com nossa abordagem empírica, medindo relações causais, nossos resultados lançam luz sobre os determinantes mais importantes do tempo gasto no trabalho doméstico não remunerado, e sobre o quão relevantes são as dimensões descritas anteriormente para explicar as desigualdades de gênero neste trabalho.

4 RESULTADOS

Os resultados serão apresentados de acordo com cada uma das perspectivas teóricas discutidas anteriormente, de modo que cada variável seja analisada a partir de um contexto teórico que nos ajude a compreender os efeitos encontrados. As estimativas para os três modelos – OLS, *tobit* e *logit* multinomial – são também descritas, a fim de verificar a sensibilidade dos resultados a diferentes especificações. As tabelas 2 e 3 apresentam os resultados para as mulheres, enquanto as tabelas 4 e 5 apresentam resultados apenas para os homens. Os testes para medir as “respostas compensatórias” de gênero (*gender display*) estão dispostos na tabela 6. A tabela 7 computa, por fim, os resultados da regressão em que homens e mulheres são considerados simultaneamente na amostra.

4.1 Raça e região (variáveis de controle)

Entre as variáveis de controle, encontramos que a raça dos indivíduos não produz efeitos muito expressivos na determinação do tempo que as mulheres alocam em trabalho não remunerado. O cenário é ligeiramente diferente para os homens, uma vez que os homens negros possuem jornadas reprodutivas em torno de uma hora a mais que a dos homens brancos, estando mais propensos a se envolverem em turnos mais longos de trabalho doméstico não remunerado – mais de 20 horas por semana (e menos propensos a estarem na primeira categoria do *logit*). Embora as magnitudes sejam modestas, os efeitos são estatisticamente significativos. Esse resultado está em consonância com o estudo de Pinheiro (2018), que, ao voltar sua análise para as desigualdades raciais no uso do tempo, conduziu regressões separadas para homens brancos, homens negros, mulheres brancas e mulheres negras, encontrando que o aumento da escolaridade e da renda produzem menos efeito sobre homens e mulheres negros do que sobre os brancos.

Quanto às regiões, os resultados indicam que, na média, as mulheres das regiões mais desenvolvidas do país alocam mais tempo em trabalho doméstico e de cuidados não remunerado. O termo “desenvolvido” é definido livremente aqui, referindo-se não apenas aos níveis de renda, mas também a melhores níveis educacionais globais, menor incidência de pobreza e melhor oferta de serviços públicos, incluindo creches e pré-escolas. São as mulheres do Sudeste – região mais desenvolvida e na qual o mercado de trabalho é mais dinâmico – as que alocam mais tempo em trabalho reprodutivo o que, em certa medida, também se aplica aos homens, embora a magnitude do efeito seja muito menor. As mulheres do Sudeste gastam, em média, 3,6 horas a mais por semana em atividades reprodutivas do que as mulheres do Norte – região comparativamente menos desenvolvida. Por sua vez, enquanto as mulheres do Norte são as que têm menores jornadas reprodutivas, são os homens do Nordeste e do Centro-Oeste os que se encontram nessa mesma situação. De maneira geral, nossos resultados indicam que quanto mais desenvolvida é uma região, mais tempo as pessoas tendem a alocar em atividades reprodutivas.

Como há importante desigualdade racial na distribuição geográfica da população, com sobre-representação de negros em regiões como Nordeste e Norte e sub-representação no Sudeste, levantamos a hipótese de que os efeitos da variável raça sobre as jornadas reprodutivas poderiam estar sendo mascarados pela variável região. Para analisar essa hipótese, testamos todos os modelos sem a variável região, mas os parâmetros permaneceram basicamente os mesmos, o que nos levou a rejeitar a hipótese de que a localização geográfica poderia estar diminuindo os efeitos de raça.

TABELA 2

Trabalho não remunerado feminino: horas semanais – Brasil (2019)

| Variáveis | OLS | Efeitos marginais <i>tobit</i> | Efeitos marginais <i>Mlogit</i> | | |
|---|----------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------|----------------------|
| | | | Prob (UL > = 0 e UL < = 8) | Prob (UL > 8 e UL < = 20) | Prob (UL > 20) |
| Variáveis do curso de vida | | | | | |
| De 18 a 29 anos de idade | -0,230 (0,406) | -0,203 (0,383) | 0,015* (0,008) | 0,004 (0,012) | -0,019 (0,012) |
| De 60 a 65 anos de idade | 0,189 (0,513) | 0,144 (0,487) | 0,003 (0,012) | -0,012 (0,017) | 0,009 (0,017) |
| Ensino médio | -0,650** (0,288) | -0,607** (0,272) | 0,009 (0,007) | 0,008 (0,009) | -0,017* (0,009) |
| Ensino superior | -2,994*** (0,328) | -2,835*** (0,311) | 0,051*** (0,007) | 0,041*** (0,011) | -0,093*** (0,011) |
| Número de filhos de 0 a 3 anos | 5,032*** (0,388) | 4,763*** (0,364) | -0,053*** (0,009) | -0,064*** (0,011) | 0,117*** (0,011) |
| Número de filhos de 4 a 5 anos | 3,781*** (0,439) | 3,583*** (0,414) | -0,051*** (0,010) | -0,046*** (0,014) | 0,097*** (0,013) |
| Número de filhos de 6 a 14 anos | 1,162*** (0,175) | 1,115*** (0,165) | -0,021*** (0,004) | -0,016*** (0,006) | 0,037*** (0,006) |
| Número de filhas de 15 a 18 anos | -0,915** (0,368) | -0,888** (0,350) | 0,019** (0,008) | -0,010 (0,012) | -0,009 (0,013) |
| Número de filhos de 15 a 18 anos | -0,048 (0,355) | -0,031 (0,335) | 0,005 (0,008) | -0,010 (0,011) | 0,005 (0,011) |
| Presença de idosos no domicílio | 3,524** (1,443) | 3,350** (1,355) | -0,003 (0,024) | -0,051 (0,039) | 0,054 (0,037) |
| Variáveis de disponibilidade de tempo | | | | | |
| Presença de outra mulher adulta no domicílio | -0,052 (0,301) | -0,070 (0,286) | 0,010 (0,007) | 0,005 (0,010) | -0,016 (0,010) |
| Presença de outro homem adulto no domicílio | 1,153*** (0,282) | 1,074*** (0,268) | -0,013** (0,007) | -0,025*** (0,009) | 0,038*** (0,009) |
| Trabalho em tempo integral na primeira entrevista | -5,422*** (0,396) | -5,089*** (0,376) | 0,046*** (0,009) | 0,076*** (0,013) | -0,121*** (0,013) |
| Trabalho em tempo parcial na primeira entrevista | -2,556*** (0,418) | -2,371*** (0,395) | 0,011 (0,009) | 0,040*** (0,013) | -0,051*** (0,013) |

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

| Variáveis | OLS | Efeitos marginais <i>tobit</i> | Efeitos marginais <i>Mlogit</i> | | |
|---|----------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------|----------------------|
| | | | Prob (UL > = 0 e UL < = 8) | Prob (UL > 8 e UL < = 20) | Prob (UL > 20) |
| Renda do trabalho na primeira entrevista: da mediana ao percentil 90 | -2,270*** (0,299) | -2,136*** (0,284) | 0,026*** (0,007) | 0,045*** (0,010) | -0,070*** (0,010) |
| Renda do trabalho na primeira entrevista: do percentil 90 ao 95 | -3,877*** (0,530) | -3,666*** (0,502) | 0,068*** (0,012) | 0,055** (0,023) | -0,123*** (0,024) |
| Renda do trabalho na primeira entrevista: do percentil 95 ao 100 | -5,956*** (0,609) | -5,758*** (0,587) | 0,124*** (0,013) | 0,067** (0,027) | -0,192*** (0,029) |
| Variável de barganha | | | | | |
| Renda do trabalho individual como fração da renda do casal: primeira entrevista | -0,025*** (0,005) | -0,024*** (0,005) | 0,000 (0,000) | 0,001*** (0,000) | -0,001*** (0,000) |
| Variáveis de controle | | | | | |
| Ser negro | -0,124 (0,252) | -0,124 (0,239) | -0,014*** (0,005) | 0,012 (0,008) | 0,002 (0,008) |
| Sul | 1,100*** (0,415) | 1,141*** (0,396) | -0,032*** (0,009) | -0,022 (0,013) | 0,054*** (0,014) |
| Sudeste | 3,613*** (0,386) | 3,562*** (0,368) | -0,040*** (0,008) | -0,098*** (0,012) | 0,138*** (0,012) |
| Nordeste | 2,073*** (0,385) | 2,035*** (0,368) | -0,039*** (0,008) | -0,050*** (0,012) | 0,089*** (0,013) |
| Centro-Oeste | -0,093 (0,405) | 0,024 (0,386) | -0,005 (0,009) | -0,034** (0,014) | 0,038*** (0,014) |
| Constante | 25,659*** (0,492) | - - | - - | - - | - - |
| Número de observações | 31.152 | 31.152 | 31.152 | 31.152 | 31.152 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

3. Variáveis relacionadas às características do mercado de trabalho foram medidas na primeira entrevista, enquanto as demais são oriundas da quinta entrevista. A variável dependente nos modelos OLS e *tobit* é o total de horas de trabalho não remunerado por semana, enquanto a variável dependente no modelo *Mlogit* representa três categorias de horas por semana: entre 0 e 8; mais de 8 e menos de 20; e mais de 20.

TABELA 3

Trabalho não remunerado feminino: horas semanais, sem as variáveis independentes defasadas – Brasil (2019)

| Variáveis | OLS | Efeitos marginais <i>tobit</i> | Efeitos marginais <i>Mlogit</i> | | |
|---|----------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------|----------------------|
| | | | Prob (UL > = 0 e UL < = 8) | Prob (UL > 8 e UL < = 20) | Prob (UL > 20) |
| Variáveis de disponibilidade de tempo | | | | | |
| Trabalho em tempo integral na quinta entrevista | -9,224*** (0,376) | -8,608*** (0,352) | 0,062*** (0,009) | 0,138*** (0,013) | -0,200*** (0,012) |
| Trabalho em tempo parcial na quinta entrevista | -4,673*** (0,384) | -4,314*** (0,360) | 0,011 (0,009) | 0,066*** (0,013) | -0,077*** (0,012) |
| Renda do trabalho na quinta entrevista: da mediana ao percentil 90 | -2,062*** (0,273) | -2,026*** (0,259) | 0,024*** (0,007) | 0,040*** (0,011) | -0,064*** (0,010) |
| Renda do trabalho na quinta entrevista: do percentil 90 ao 95 | -3,509*** (0,518) | -3,358*** (0,495) | 0,072*** (0,012) | 0,061*** (0,023) | -0,133*** (0,025) |
| Renda do trabalho na quinta entrevista: do percentil 95 ao 100 | -5,314*** (0,600) | -5,222*** (0,576) | 0,120*** (0,013) | 0,029 (0,026) | -0,149*** (0,027) |
| Variável de barganha | | | | | |
| Renda do trabalho individual como fração da renda do casal: quinta entrevista | -0,019*** (0,005) | -0,018*** (0,004) | 0,000 (0,000) | 0,001*** (0,000) | -0,001*** (0,000) |
| Número de observações | 30.868 | 30.868 | 30.868 | 30.868 | 30.868 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

3. Esses modelos incluem as mesmas variáveis da tabela 3. A única diferença são as variáveis relacionadas ao mercado de trabalho que agora são medidas na quinta entrevista.

TABELA 4

Trabalho não remunerado masculino: horas semanais – Brasil (2019)

| Variáveis | OLS | Efeitos marginais <i>tobit</i> | Efeitos marginais <i>Mlogit</i> | | |
|--|----------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------|----------------------|
| | | | Prob (UL > = 0 e UL < = 8) | Prob (UL > 8 e UL < = 20) | Prob (UL > 20) |
| Variáveis do curso de vida | | | | | |
| De 18 a 29 anos de idade | 0,812*** (0,303) | 0,747*** (0,263) | -0,038*** (0,014) | 0,026* (0,014) | 0,012 (0,009) |
| De 60 a 65 anos de idade | 0,041 (0,244) | -0,047 (0,225) | 0,012 (0,013) | -0,018 (0,013) | 0,006 (0,008) |
| Ensino médio | 0,843*** (0,163) | 0,911*** (0,148) | -0,051*** (0,009) | 0,039*** (0,008) | 0,012** (0,006) |
| Ensino superior | 1,191*** (0,206) | 1,272*** (0,184) | -0,063*** (0,012) | 0,052*** (0,011) | 0,011 (0,007) |
| Número de filhos de 0 a 3 anos | 2,387*** (0,237) | 2,138*** (0,204) | -0,087*** (0,011) | 0,044*** (0,011) | 0,042*** (0,006) |
| Número de filhos de 4 a 5 anos | 1,698*** (0,264) | 1,519*** (0,229) | -0,070*** (0,013) | 0,039*** (0,013) | 0,031*** (0,007) |
| Número de filhos de 6 a 14 anos | 0,500*** (0,114) | 0,458*** (0,101) | -0,019*** (0,006) | 0,005 (0,006) | 0,014*** (0,004) |
| Número de filhas de 15 a 18 anos | -0,843*** (0,214) | -0,778*** (0,199) | 0,048*** (0,013) | -0,025** (0,013) | -0,023** (0,009) |
| Número de filhos de 15 a 18 anos | -0,965*** (0,187) | -0,918*** (0,178) | 0,049*** (0,012) | -0,033*** (0,011) | -0,016** (0,008) |
| Presença de idosos no domicílio | 0,542 (0,896) | 0,370 (0,828) | 0,023 (0,038) | -0,035 (0,038) | 0,012 (0,023) |
| Variáveis de disponibilidade de tempo | | | | | |
| Presença de outra mulher adulta no domicílio | -1,326*** (0,169) | -1,258*** (0,160) | 0,065*** (0,010) | -0,037*** (0,010) | -0,028*** (0,007) |
| Presença de outro homem adulto no domicílio | -0,914*** (0,164) | -0,893*** (0,154) | 0,039*** (0,010) | -0,016 (0,010) | -0,023*** (0,007) |
| Trabalho em tempo integral na primeira entrevista | -0,996** (0,407) | -0,603* (0,362) | -0,010 (0,020) | 0,036* (0,019) | -0,025** (0,011) |
| Trabalho em tempo parcial na primeira entrevista | 0,073 (0,443) | 0,343 (0,396) | -0,068*** (0,021) | 0,071*** (0,021) | -0,003 (0,012) |
| Renda do trabalho na primeira entrevista: da mediana ao percentil 90 | -0,127 (0,190) | -0,064 (0,172) | -0,001 (0,010) | 0,004 (0,010) | -0,003 (0,007) |
| Renda do trabalho na primeira entrevista: do percentil 90 ao 95 | -0,642** (0,309) | -0,583** (0,280) | 0,046*** (0,017) | -0,048*** (0,017) | 0,002 (0,011) |
| Renda do trabalho na primeira entrevista: do percentil 95 ao 100 | -0,822** (0,328) | -0,690** (0,295) | 0,052*** (0,018) | -0,051*** (0,018) | -0,001 (0,012) |

(Continua)

(Continuação)

| Variáveis | OLS | Efeitos marginais <i>tobit</i> | Efeitos marginais <i>Mlogit</i> | | |
|---|----------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------|----------------------|
| | | | Prob (UL > = 0 e UL < = 8) | Prob (UL > 8 e UL < = 20) | Prob (UL > 20) |
| Variável de barganha | | | | | |
| Renda do trabalho individual como fração da renda do casal: primeira entrevista | -0,037*** (0,003) | -0,035*** (0,003) | 0,002*** (0,000) | -0,001*** (0,000) | -0,001*** (0,000) |
| Variáveis de controle | | | | | |
| Ser negro | 0,665*** (0,153) | 0,607*** (0,138) | -0,028*** (0,008) | 0,013 (0,008) | 0,015*** (0,005) |
| Sul | 0,798*** (0,280) | 1,015*** (0,256) | -0,054*** (0,014) | 0,045*** (0,013) | 0,008 (0,009) |
| Sudeste | 0,512** (0,260) | 0,889*** (0,238) | -0,009 (0,012) | -0,008 (0,012) | 0,018** (0,008) |
| Nordeste | -1,338*** (0,258) | -1,237*** (0,240) | 0,072*** (0,013) | -0,053*** (0,012) | -0,019** (0,008) |
| Centro-Oeste | -1,236*** (0,272) | -0,789*** (0,249) | 0,069*** (0,014) | -0,033** (0,014) | -0,036*** (0,010) |
| Constante | 12,443*** (0,424) | - | - | - | - |
| Número de observações | 31.152 | 31.152 | 31.152 | 31.152 | 31.152 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.3. Variáveis relacionadas às características do mercado de trabalho foram medidas na primeira entrevista, enquanto as demais são oriundas da quinta entrevista. A variável dependente nos modelos OLS e *tobit* é o total de horas de trabalho não remunerado por semana, enquanto a variável dependente no modelo *Mlogit* representa três categorias de horas por semana: entre 0 e 8; mais de 8 e menos de 20; e mais de 20.

TABELA 5

Trabalho não remunerado masculino: horas semanais, sem as variáveis independentes defasadas – Brasil (2019)

| Variáveis | OLS | Efeitos marginais <i>tobit</i> | Efeitos marginais <i>Mlogit</i> | | |
|---|----------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------|----------------------|
| | | | Prob (UL > = 0 e UL < = 8) | Prob (UL > 8 e UL < = 20) | Prob (UL > 20) |
| Variáveis de disponibilidade de tempo | | | | | |
| Trabalho em tempo integral na quinta entrevista | -1,624*** (0,407) | -1,129*** (0,360) | -0,013 (0,019) | 0,053*** (0,019) | -0,040*** (0,010) |
| Trabalho em tempo parcial na quinta entrevista | -0,026 (0,456) | 0,323 (0,402) | -0,078*** (0,021) | 0,083*** (0,020) | -0,005 (0,011) |
| Renda do trabalho na quinta entrevista: da mediana ao percentil 90 | -0,464** (0,193) | -0,329* (0,177) | 0,020* (0,010) | -0,011 (0,010) | -0,008 (0,007) |
| Renda do trabalho na quinta entrevista: do percentil 90 ao 95 | -0,816** (0,317) | -0,669** (0,286) | 0,058*** (0,018) | -0,054*** (0,017) | -0,005 (0,010) |
| Renda do trabalho na quinta entrevista: do percentil 95 ao 100 | -1,003*** (0,334) | -0,832*** (0,302) | 0,066*** (0,018) | -0,064*** (0,018) | -0,002 (0,012) |
| Variável de barganha | | | | | |
| Renda do trabalho individual como fração da renda do casal: quinta entrevista | -0,044*** (0,003) | -0,042*** (0,003) | 0,002*** (0,000) | -0,001*** (0,000) | -0,001*** (0,000) |
| Número de observações | 30.868 | 30.868 | 30.868 | 30.868 | 30.868 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

3. Esses modelos incluem as mesmas variáveis da tabela 5. A única diferença são as variáveis relacionadas ao mercado de trabalho que agora são medidas na quinta entrevista.

4.2 Variáveis do curso de vida

Entre as variáveis consideradas para análise dos efeitos dos cursos de vida sobre as jornadas reprodutivas, considerou-se a idade dos indivíduos no momento da realização da entrevista da PNAD Contínua. Tal como mostram as tabelas 2 e 3, não há efeito claro da idade na determinação da quantidade de horas que mulheres e homens alocam em trabalho não pago. Enquanto para as mulheres essa variável não tem efeito significativo, para os homens, a idade produz efeitos de magnitude muito reduzida. Os homens mais jovens (entre 18 e 29 anos) alocam mais tempo em trabalho reprodutivo (cerca de uma hora a mais do que os homens adultos de 30 a 59 anos), têm menores chances de ter jornadas abaixo de 8 horas por semana nessas atividades e maiores chance de estarem em jornadas entre 8 e 20 horas de trabalho reprodutivo por semana. A idade não tem efeito estatístico significativo para os homens mais velhos (entre 60 e 65 anos). Nossas evidências são muito limitadas para sustentar conclusões fortes, mas os resultados parecem apontar para a existência de uma mudança intergeracional no envolvimento dos homens no trabalho doméstico e de cuidados não remunerado, o que, de toda forma, não altera substancialmente a divisão sexual do trabalho doméstico.

Já a educação parece produzir efeitos substantivos na distribuição do trabalho não remunerado nas famílias. Como já foi documentado em outros estudos, os efeitos da educação se movem em direções opostas para mulheres e homens, sendo particularmente fortes no caso da educação de nível superior. Ter um diploma universitário reduz as jornadas reprodutivas femininas em 3 horas semanais em comparação àquelas que possuem apenas ensino fundamental. Os efeitos sobre os homens, por sua vez, vão em direção contrária e ter ensino superior faz com que eles ampliem suas jornadas em trabalho não pago em 1,2 hora por semana, em comparação àqueles com menor nível educacional. As análises do *logit* confirmam esses resultados, indicando que o ensino superior também aumenta a chance de os homens se envolverem em turnos mais longos de trabalho não remunerado, em especial as chances de estarem em jornadas entre 8 e 20 horas semanais, ao mesmo tempo que se reduzem as chances de que eles estejam em turnos semanais iguais ou menores a 8 horas. Para as mulheres, verifica-se redução nas chances de estarem em jornadas mais altas, especialmente nos turnos de 20 ou mais horas por semana. O ensino superior, portanto, não apenas produz efeitos opostos entre homens e mulheres, mas também produz efeitos que são mais substanciais para elas do que para eles. Vale reforçar que esses resultados são controlados por variações de renda e, embora esse controle seja imperfeito, o efeito da educação pode ser atribuído a um maior poder de barganha para as mulheres, particularmente porque mais educação não se traduz em menos trabalho para os homens. O que os resultados indicam, nesse sentido, é que homens e mulheres mais educados têm comportamentos mais igualitários em relação à divisão do trabalho doméstico e de cuidados não remunerado.

A paternidade e a maternidade, por sua vez, têm pesos diferentes como determinantes do trabalho não pago, embora, tanto para homens quanto para mulheres, a existência de filhos prolongue as jornadas reprodutivas, que tendem a se reduzir à medida que a idade dos filhos aumenta. Crianças pequenas aumentam o tempo gasto nas atividades não remuneradas de cuidado para toda a família, mas o impacto sobre as mulheres é duas vezes maior do que sobre os homens. Cada criança de até 3 anos de idade, por exemplo, amplia o tempo em cuidados não pago dos homens em 2,5 horas por semana; enquanto para as mulheres, essa ampliação é de 5 horas. Por seu turno, filhos adolescentes (15 a 18 anos de idade) tendem a contribuir para o trabalho reprodutivo do domicílio, reduzindo a carga horária dos pais, mas com viés de gênero. Eles reduzem a carga de trabalho dos homens em uma hora – independentemente de os adolescentes serem homens ou mulheres – mas o mesmo não acontece com as mulheres, a menos que a adolescente também seja do sexo feminino. Para as mulheres, os filhos adolescentes do sexo masculino produzem efeitos de pequena magnitude (além de não serem estatisticamente significantes); enquanto as filhas adolescentes reduzem o trabalho reprodutivo das mães em cerca de uma hora. Estes resultados são corroborados pelos achados do *logit* que indicam aumento nas chances femininas de terem um turno de trabalho doméstico mais curto quando as filhas de 15 a 18 anos de idade são mulheres.

Por fim, nossos resultados mostram que a presença de idosos com 80 anos ou mais de idade nos domicílios também produz efeitos opostos sobre mulheres e homens. Para as mulheres, isso resulta em um aumento da carga de trabalho reprodutivo de cerca de 3,5 horas por semana (equivalente aos efeitos de ter um filho de 4 a 5 anos); para os homens, não há efeito significativo sobre as horas de trabalho. No *logit*, os efeitos sobre as mulheres não são significativos, embora os sinais sejam os esperados (um idoso no domicílio reduz as chances de ter jornadas reprodutivas de menos de 20 horas por semana ao mesmo tempo que aumenta as chances de estar em jornadas de 20 horas semanais ou mais).

4.3 Variáveis de disponibilidade de tempo

A primeira variável a ser analisada nessa perspectiva refere-se às jornadas no mercado de trabalho e seus efeitos sobre as jornadas não pagas no espaço doméstico. Os resultados mostram que, tal como esperado, quanto maior a carga horária no mercado de trabalho, menor o tempo gasto em trabalho reprodutivo. Estes achados se sustentam tanto quando consideramos as variáveis de mercado de trabalho defasadas (tabelas 2 e 4) quanto as não defasadas (tabelas 3 e 5), ainda que a magnitude dos efeitos seja maior (quase o dobro) quando se consideram as variáveis não defasadas do mercado de trabalho. Essa diferença é esperada, uma vez que o modelo não defasado pressupõe que as decisões de alocação de tempo para trabalho remunerado e não remunerado são tomadas simultaneamente. No caso do modelo de variáveis defasadas, a alocação de tempo

para o trabalho remunerado é tratada como sendo feita antes da alocação de tempo para o não remunerado e, portanto, não sujeita às restrições da duração de um dia.

As jornadas reprodutivas femininas são muito mais sensíveis às horas alocadas em trabalho pago do que as masculinas: as mulheres que trabalham em tempo integral no mercado de trabalho alocam, em média, 5,4 horas a menos nestas atividades do que as mulheres desempregadas ou inativas. Entre aquelas que trabalham em jornadas parciais (até 35 horas semanais), essa redução é de 2,5 horas por semana, sendo todos estes resultados provenientes do modelo defasado (tabela 2). No caso dos homens, os efeitos são, respectivamente, inferiores a 1 hora semanal e não significativos, o que equivale a dizer, em outras palavras, que o *trade-off* entre trabalho pago e não pago ou não existe ou é muito mais sutil para os homens do que para as mulheres. Os resultados do *logit* confirmam esses achados, mostrando que um turno mais longo em trabalho no mercado está associado, no caso das mulheres, a um aumento na probabilidade de estar em uma jornada reprodutiva de até 20 horas semanais e a uma redução na probabilidade de estar no turno mais extenso (20 horas ou mais). No caso dos homens (tabela 4), os efeitos do *logit* são novamente muito menores do que os das mulheres e revelam que um trabalho em tempo integral no mercado implica tanto uma redução nos turnos reprodutivos quanto um aumento na probabilidade de trabalhar entre 8 e 20 horas por semana no trabalho não remunerado.

Para analisar os efeitos em termos de capacidade de adquirir bens e serviços no mercado para substituir o trabalho doméstico e de cuidados não remunerado foram consideradas as variáveis relativas à renda de todos os trabalhos. Embora não tenham sido encontradas diferenças significativas entre os resultados nos modelos defasado e não defasado, optamos por analisar as variáveis defasadas, pois assim evitaríamos, em alguma medida, a simultaneidade das definições de alocação de tempo em trabalho pago e não pago. Como demonstrado nas tabelas 2 e 4, em geral, quanto maior a renda individual, menor o tempo gasto em trabalho reprodutivo. Ao considerarmos o *logit*, maiores rendimentos estão associados a maiores chances de alocar menos de 20 horas por semana em trabalho não remunerado e menores chances de passar mais de 20 horas nessas atividades. A magnitude desses efeitos, no entanto, varia entre homens e mulheres: para os homens, a renda tem impacto limitado no tempo de trabalho não remunerado, tornando-se significativa apenas nos percentis superiores da distribuição de renda, e, ainda assim, levando a uma redução de apenas 0,8 hora na jornada de trabalho para os 5% mais ricos. Entre as mulheres, os efeitos são muito mais expressivos, tanto em termos de magnitude quanto de significância estatística. As mulheres que estão entre as 5% mais ricas da distribuição de renda gastam 6 horas por semana a menos do que as mulheres gastam na média, sendo este o coeficiente de maior magnitude entre todos os analisados nas regressões conduzidas de forma separada para homens e mulheres. O *logit* indica que há um forte efeito de substituição (coeficientes muito semelhantes), com uma redução na

probabilidade de estar em turnos reprodutivos mais longos e um aumento quase equivalente na probabilidade de estar naqueles de até 20 horas. Para os 5% mais ricos, e apenas para eles, há um aumento na probabilidade de não fazer qualquer trabalho reprodutivo.

Finalmente, para analisar os efeitos do tempo disponível sobre as jornadas não remuneradas de homens e mulheres, considerou-se também a presença de outros adultos no domicílio (além daqueles que fazem parte do casal) com base no pressuposto de que estes moradores adicionais poderiam reduzir a demanda por trabalho doméstico e de cuidados não remunerado, compartilhando com os membros do casal as atividades a serem feitas. Os resultados mostram que a presença de outros adultos na família tende a produzir efeitos semelhantes àqueles encontrados quando analisamos a presença de filhos adolescentes na família. Para as mulheres, se o adulto adicional for do sexo masculino, há um aumento de 1,1 hora na carga de trabalho reprodutiva, o que é acompanhado por um aumento na probabilidade de trabalhar mais de 20 horas por semana. Por sua vez, se essa adulta for uma mulher não existem impactos relevantes nas jornadas reprodutivas femininas (embora os sinais para o modelo *tobit* sejam como esperado). Para os homens, por sua vez, a presença de outros adultos no domicílio, qualquer que seja o sexo, tende a reduzir a quantidade de horas semanais alocadas em trabalho reprodutivo. Ou seja, enquanto para as mulheres a presença de outro adulto não representa um alívio em sua carga de trabalho reprodutiva, para os homens qualquer outro adulto no domicílio os alivia de tarefas domésticas e do trabalho de cuidados.

4.4 Variáveis de barganha

Para testar as hipóteses relacionadas à teoria da barganha, consideramos a variável: *renda do trabalho individual como uma fração da renda do casal*. Sabemos, contudo, que essa barganha pode se estabelecer a partir de outros ativos além da renda, como a escolaridade, a forma e a qualidade da inserção no mercado de trabalho ou a idade. Todas essas possibilidades foram testadas em nossos modelos e, ainda que a magnitude dos seus efeitos possa variar em algum nível, o sentido dos achados é sempre o mesmo daqueles encontrados para a variável de renda aqui analisada. Tal como realizado para as demais variáveis relacionadas ao mercado de trabalho, também foram testados os efeitos produzidos pelas variáveis de renda defasadas (tabelas 2 e 4) e não defasadas (tabelas 3 e 5). As diferenças encontradas não são muito expressivas, mas nossa preferência é pelas variáveis defasadas como forma de evitar a simultaneidade.

Os resultados encontrados apontam que quanto maior é a fração da renda individual em relação à renda do casal, menor é o tempo gasto em trabalho não remunerado, o que oferece suporte às teorias econômicas da barganha intrafamiliar. Esse efeito, porém, é maior para os

homens do que para as mulheres, indicando que a capacidade de transformar recursos financeiros relativamente mais elevados em horas de trabalho mais curtas não é determinada apenas pelo poder de barganha do dinheiro, mas também pelos valores de gênero vigentes em uma sociedade. Vale ressaltar que na economia da abordagem familiar este é um resultado interessante que se aplica aos chamados modelos domésticos coletivos (Browning, Chiappori e Weiss, 2014). Essa classe de modelos prevê que a alocação de tempo intradomiciliar é determinada não apenas por rendimentos relativos, mas também por fatores mais sutis que influenciam indiretamente o processo de tomada de decisão do domicílio. Esses fatores estão relacionados a qualquer variável que tenha impacto no processo de tomada de decisão, mas que não afete nem as preferências, nem as restrições orçamentárias das famílias.

4.5 Variáveis de gênero

Os resultados encontrados mostram que a maioria das variáveis afeta homens e mulheres de forma diferente, seja em termos da magnitude, seja da direção dos efeitos. É aí que entra a relevância de se considerar o papel das normas culturais como determinantes centrais do trabalho não remunerado. Avaliar esses determinantes, no entanto, não é trivial, pois, diferentemente de alguns países, não temos dados para identificar se indivíduos ou famílias aderem a relações ou a normas de gênero mais ou menos igualitárias.

No esforço de tentarmos medir esses efeitos, adotamos algumas estratégias “aproximativas”. Nesse sentido, a primeira abordagem foi incluir o sexo dos indivíduos como uma variável independente nos modelos, considerando-o como uma *proxy* para medir a forma como as normas de gênero seriam expressas. Os resultados apresentados na tabela 7 mostram que, controlando todas as outras variáveis e pelas interações dessas variáveis com a *dummy* de sexo, o simples fato de ser mulher leva a um aumento de 6 (*tobit*) a 13 (MQO) horas na jornada semanal de trabalho reprodutivo, em comparação ao tempo gasto pelos homens.⁶ Este é, de longe, o maior efeito produzido por qualquer variável, seja no modelo em que o sexo é incluído como variável independente, seja nos modelos em que consideramos homens e mulheres separadamente. A regressão logística reforça esses achados, indicando que ser mulher reduz as chances de não trabalhar ou trabalhar menos de 8 horas por semana, ao passo que aumenta a probabilidade de estar em jornadas iguais ou superiores a 20 horas semanais.

6. Vale observar que as 13 horas apresentadas na jornada de trabalho reprodutivo das mulheres no modelo de MQO já havia sido mostrado na diferença nos modelos anteriores – diferença entre os interceptos para a estimação por MQO para as mulheres (tabela 2) e para os homens (tabela 4).

Uma segunda possibilidade de tentar mensurar os efeitos de gênero sobre as horas gastas em trabalho não pago envolveu a análise de modelos em que homens e mulheres são considerados separadamente. Esses modelos tiveram seus resultados apresentados nas seções anteriores e o primeiro elemento a ser considerado aqui se refere à magnitude dos efeitos produzidos pelas variáveis independentes. As jornadas de trabalho reprodutivo feminino respondem muito mais ao conjunto de variáveis consideradas do que as masculinas, indicando que nada – ou quase nada – parece ser capaz de alterar decisivamente o comportamento dos homens em relação ao tempo gasto em trabalho reprodutivo. Além disso, algumas variáveis – como educação, número de crianças ou outros adultos no domicílio – podem ter efeitos opostos na definição do tempo alocado em trabalho não remunerado quando consideramos homens e mulheres. A variável sexo, portanto, interage com as demais variáveis explicativas consideradas nos modelos, limitando seus resultados e impondo a elas os efeitos das relações de gênero existentes.

Adicionalmente, a análise dos valores do termo da constante nas regressões pode também indicar pontos importantes. Os resultados mostrados nas tabelas 2 e 4 indicam que a constante é muito maior para as mulheres do que para os homens e que elas partem de um turno de trabalho reprodutivo de quase 27 horas por semana; enquanto os homens partem de menos da metade dessa quantidade, não chegando a 13 horas semanais. Isso significa que mesmo aquelas mulheres que fazem menos trabalho doméstico partem de uma carga de trabalho reprodutivo que é o dobro dos homens. Mais que ter tempo para trabalhar em casa ou ter menos recursos relativos, os valores tradicionais de gênero são o fator mais importante a afetar o trabalho reprodutivo.

Finalmente, testamos também a ideia daquilo que chamamos de “respostas compensatórias” ou neutralização dos desvios de gênero (*gender display*). Para tanto, incorporamos uma nova variável de renda relativa ao modelo (conhecido na literatura como termo de dependência econômica) que foi considerado tanto em sua forma linear quanto quadrática, como mostrado na tabela 6. De acordo com a hipótese do teste das “respostas compensatórias”, homens e mulheres tendem a se comportar de acordo com o previsto pela teoria das trocas econômicas (reduzindo sua participação no trabalho reprodutivo conforme aumentem sua fração na renda do casal) até o momento em que destoam dos padrões de gênero esperados no mercado de trabalho. Assim, espera-se que as mulheres façam menos trabalho não pago até o ponto em que se tornam as principais provedoras de renda do casal. A partir daí (quando se desviam do esperado pelas convenções tradicionais de gênero para o mundo do trabalho), suas jornadas reprodutivas passam a se ampliar, o que é precisamente o oposto do previsto na teoria dos recursos relativos. Isso significa, portanto, que as mulheres não tradicionais em termos de provisão de renda se comportarão como mulheres tradicionais no campo do trabalho reprodutivo. O mesmo se daria para os homens em sentido oposto, ou seja, quando estes passam a prover a menor parte da renda domiciliar suas jornadas reprodutivas passam a se reduzir ainda mais.

A tabela 6 mostra que nossos resultados corroboram a hipótese das respostas compensatórias e que tanto homens quanto mulheres tendem a se comportar de forma inversa ao esperado pela teoria da barganha, reforçando seus papéis convencionais de gênero no domicílio como forma de compensar seus papéis desviantes no mercado de trabalho (*gender display*). Este efeito pode ser percebido pelo fato de que o termo quadrático de dependência econômica foi negativo para os homens e positivo para as mulheres, sendo estatisticamente significativo para ambos.⁷

TABELA 6

Teste das respostas compensatórias de gênero (*gender display*): trabalho não remunerado (horas semanais) – Brasil (2019)

| Variáveis | OLS | Efeitos marginais <i>tobit</i> | Efeitos marginais <i>Mlogit</i> | | |
|---|----------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------|------------------------|
| | | | Prob (UL > = 0 e UL < = 8) | Prob (UL > 8 e UL < = 20) | Prob (UL > 20) |
| Mulher | | | | | |
| Renda do trabalho individual como fração da renda do casal: primeira entrevista | -0,098*** (0,021) | -0,090*** (0,020) | -0,000699 (0,000) | 0,00336*** (0,001) | -0,00267*** (0,001) |
| Quadrado da renda do trabalho individual como fração da renda do casal: primeira entrevista | 0,001*** (0,000) | 0,001*** (0,000) | 6,31e-06* (0,000) | -2,24e-05*** (0,000) | 1,61e-05*** (0,000) |
| Número de observações | 31.152 | 31.152 | 31.152 | 31.152 | 31.152 |
| Homem | | | | | |
| Renda do trabalho individual como fração da renda do casal: primeira entrevista | -0,003 (0,019) | -0,000 (0,017) | -0,000503 (0,001) | 0,000674 (0,001) | -0,000171 (0,001) |
| Quadrado da renda do trabalho individual como fração da renda do casal: primeira entrevista | -0,000* (0,000) | -0,000** (0,000) | 1,73e-05** (0,000) | -1,35e-05* (0,000) | -3,81e-06 (0,000) |
| Número de observações | 31.152 | 31.152 | 31.152 | 31.152 | 31.152 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

3. Os modelos incluem as mesmas variáveis da tabela 3. A única diferença é a inclusão do quadrado da renda de trabalho individual como fração da renda do casal (quinta entrevista).

7. Considerando a estimação de MQO para mulheres, obtemos que o valor de inflexão é 49%. Isso significa que, quando a renda feminina ultrapassa 49% da renda total do casal, as mulheres passam a desempenhar mais tarefas reprodutivas à medida que sua participação na renda total do casal aumenta.

TABELA 7

Normas de gênero: trabalho não remunerado (horas semanais) – Brasil (2019)

| Variável | OLS | Efeitos marginais <i>tobit</i> | Efeitos marginais <i>Mlogit</i> | | |
|-----------------------|----------------------|--------------------------------|---------------------------------|--------------------------|---------------------|
| | | | Prob (UL >= 0 e UL <= 8) | Prob (UL > 8 e UL <= 20) | Prob (UL > 20) |
| Ser mulher | 13,217*** (0,650) | 5,956*** (0,001) | -0,339*** (0,006) | 0,047*** (0,006) | 0,292*** (0,006) |
| Número de observações | 62.304 | 62.304 | 62.304 | 62.304 | 62.304 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.3. O modelo inclui variáveis de controle, variáveis de curso de vida, variáveis de disponibilidade de tempo e variável de negociação doméstica. Variáveis relacionadas às características do mercado de trabalho foram medidas na primeira entrevista, enquanto as demais são oriundas da quinta entrevista. Além da variável binária que indica ser mulher, foram incluídas interações desta variável com todas as outras variáveis de controle. A variável dependente nos modelos OLS e *tobit* é o total de horas de trabalho não remunerado por semana, enquanto a variável dependente no modelo *Mlogit* representa três categorias de horas por semana: entre 0 e 8; mais de 8 e menos de 20; e mais de 20. As observações incluem mulheres e homens.

5 CONCLUSÃO

Os resultados apresentados neste estudo permitem concluir que os efeitos gerados nas jornadas reprodutivas pelas diferentes posições de um indivíduo ao longo do curso da sua vida e pela composição da família possuem um claro viés de gênero, sendo muito mais expressivos para as mulheres do que para os homens. Assim, se a presença de filhos amplia o tempo gasto em trabalho doméstico e de cuidados não pago (e esse tempo é reduzido à medida que a idade dos filhos aumenta), esse aumento das jornadas se dá em magnitudes diferentes, sendo o dobro para as mulheres em comparação à variação verificada para os homens. De forma oposta, a presença de filhos adolescentes reduz a carga de trabalho dos pais, mas também há viés de gênero: filhos de ambos os sexos reduzem as jornadas masculinas, mas apenas filhas adolescentes mulheres reduzem a carga reprodutiva feminina. Quando, além do casal, existem outros adultos no domicílio, o trabalho doméstico dos homens é reduzido, principalmente se essa pessoa for uma mulher. A presença de idosos com 80 anos ou mais de idade produz efeitos distintos sobre mulheres e homens, ampliando a carga de trabalho reprodutivo delas – em magnitude equivalente a ter um filho de 4 a 5 anos – mas não gerando efeito sobre eles. A idade provoca efeitos muito sutis sobre as jornadas reprodutivas masculinas e femininas, mas foi possível identificar algumas evidências de uma leve mudança intergeracional no envolvimento dos homens com o trabalho reprodutivo:

homens mais jovens tendem a passar mais tempo no trabalho não pago, mas isso está longe de ser suficiente para mudar a estrutura da divisão sexual do trabalho reprodutivo.

Em relação à perspectiva da disponibilidade de tempo encontramos, tal como previsto, que a duração das jornadas de trabalho não remunerado é determinada, em parte, pelo tempo disponível dos indivíduos. Mais uma vez, os efeitos das variáveis não são homogêneos entre homens e mulheres, estando os homens muito menos propensos a ampliar suas jornadas reprodutivas em um cenário de maior tempo disponível para tanto. Em outras palavras, o *trade-off* entre trabalho remunerado e não remunerado é mais intenso para as mulheres e pouco expressivo para os homens. As famílias utilizam sua renda para adquirir bens e serviços que reduzem seu trabalho doméstico, especialmente as famílias mais ricas, e o efeito de substituição é mais forte entre as mulheres. As jornadas masculinas são apenas ligeiramente afetadas por uma renda mais alta, quando se controlam os outros fatores.

Os rendimentos individuais aumentam o poder de barganha na negociação de quem assume a maior parte da carga de trabalho doméstico e de cuidados não remunerado. No entanto, esse efeito apresenta viés de gênero e a capacidade de transformar recursos financeiros relativamente maiores em horas de trabalho mais curtas é determinada por valores convencionais de gênero. Dinheiro tem voz, mas gênero grita. Não surpreende, portanto, que as mulheres que respondem pela maior fração da renda do casal produzam uma resposta compensatória que reforça os papéis de gênero. Em um casal, uma mulher que ganha mais no trabalho remunerado acaba alocando mais tempo no trabalho reprodutivo, e homens que contribuem com menos renda que suas parceiras diminuem sua participação no trabalho doméstico, “performando gênero”. De fato, nossos resultados sugerem que os papéis de gênero têm maior peso na explicação do envolvimento feminino no trabalho doméstico do que a renda relativa. Isso leva a uma conclusão importante. O poder econômico explica a duração do trabalho doméstico apenas nos casais tradicionais, onde os homens ganham mais do que as mulheres; quando os papéis do provedor são invertidos, o poder econômico perde importância por causa dos papéis convencionais de gênero. As mulheres não tradicionais em termos de provisão de renda familiar se comportam como mulheres tradicionais no trabalho doméstico.

A educação é um equalizador das relações de gênero, uma vez que possuir maiores níveis de escolaridade reduz a carga horária doméstica das mulheres ao mesmo tempo que aumenta a dos homens. Mas não é qualquer educação. Ainda que a posse de um diploma de ensino médio contribua para a redução das desigualdades de gênero na alocação de tempo para trabalho reprodutivo, é a educação universitária que realmente faz diferença. Esses efeitos educacionais não apenas vão em direção oposta para homens e mulheres como também são muito mais expressivos para

elas do que para eles. Vale destacar que os resultados encontrados evidenciam que as jornadas reprodutivas são também determinadas pela raça dos indivíduos e a redução nas jornadas de trabalho não pago que a educação provoca é mais intensa para os brancos do que para os negros. Uma interação semelhante foi também encontrada para renda: rendas familiares mais elevadas reduzem a carga de trabalho dos brancos mais do que reduzem a dos negros.

No final, os resultados são claros: gênero é o que importa. Em todos os modelos e com todas as especificações, gênero tem, de longe, o efeito mais forte entre todas as variáveis consideradas. Mesmo controlando diversas outras características, o simples fato de ser mulher leva a um aumento de 11 horas por semana no trabalho doméstico e de cuidados não remunerado. Quando as variáveis de controle são estabelecidas, a composição familiar, a ocupação, a educação ou o poder de barganha importam menos como fatores determinantes do que as normas de gênero. Os homens são muito menos afetados por qualquer característica pessoal do que as mulheres. Os valores tradicionais de gênero são, portanto, o fator mais importante para determinar o tempo alocado em trabalho reprodutivo.

REFERÊNCIAS

- AASSVE, A.; FUOCHI, G.; MENCARINI, L. Desperate housework: relative resources, time availability, economic dependency, and gender ideology across Europe. **Journal of Family Issues**, v. 35, n. 8, p. 1000-1022, 2014.
- ÁLVAREZ, B.; MILES, D. Gender effect on housework allocation: evidence from Spanish two-earner couples. **Journal of Population Economics**, v. 16, n. 2, p. 227-242, 2003.
- AMARANTE, V.; ROSSEL, C. Unfolding patterns of unpaid household work in Latin America. **Feminist Economics**, v. 24, n. 1, p. 1-34, 2018.
- ANXO, D. *et al.* Gender differences in time use over the life course in France, Italy, Sweden, and the US. **Feminist Economics**, v. 17, n. 3, p. 159-195, 2011.
- APPS, P.; REES, R. Gender, time use, and public policy over the life cycle. **Oxford Review of Economic Policy**, v. 21, n. 3, p. 439-461, 2005. Disponível em: <<http://bit.ly/3FbncWn>>.
- ARAÚJO, C. M. de O.; VEIGA, A. Um difícil equilíbrio: vida familiar e trabalho remunerado de mulheres e homens no estado do Rio de Janeiro. *In*: ARAÚJO, C.; GAMA, A. (Org.). **Entre a casa e o trabalho: gênero e família no Rio de Janeiro**: ABE Gráfica e Editora, 2017. p. 41-83.
- BAXTER, J. To marry or not to marry: marital status and the household division of labor. **Journal of Family Issues**, v. 26, n. 3, p. 300-321, 2005.

BELLER, A. H. The divisions of labor by gender: a comment. **Rationality and Society**, v. 5, n. 3, p. 398-407, 1993. Disponível em: <<https://bit.ly/3J72Oqu>>.

BERK, S. F. (Ed.). **The gender factory**: the apportionment of work in American households. New York: Plenum Press New York, 1985. Disponível em: <<https://bit.ly/3ysxrSG>>.

BERTRAND, M.; KAMENICA, E.; PAN, J. Gender identity and relative income within households. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 130, n. 2, p. 571-614, May 2015.

BIANCHI, S. M. *et al.* Is anyone doing the housework? Trends in the gender division of household labor. **Social Forces**, v. 79, n. 1, p. 191-228, Sept. 2000. Disponível em: <<https://bit.ly/3T4HYg9>>.

BITTMAN, M. *et al.* When does gender trump money? Bargaining and time in household work. **American Journal of Sociology**, v. 109, n. 1, p. 186-214, Jul. 2003.

BLAIR, S. L.; LICHTER, D. T. Measuring the division of household labor: gender segregation of housework among American couples. **Journal of Family Issues**, v. 12, n. 1, p. 91-113, 1991.

BRINES, J. Economic dependency, gender, and the division of labor at home. **American Journal of Sociology**, v. 100, n. 3, p. 652-688, Nov. 1994.

BROWNING, M.; CHIAPPORI, P.-A.; WEISS, Y. **Economics of the Family**. Cambridge University Press, 2014.

BRUSCHINI, C. Trabalho doméstico: inatividade econômica ou trabalho não-remunerado? **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 23, n. 2, p. 331-353, dez. 2006. Disponível em: <<http://bit.ly/3YPO8UF>>.

CALASANTI, T. M.; BAILEY, C. A. Gender inequality and the division of household labor in the United States and Sweden: a socialist-feminist approach. **Social Problems**, v. 38, n. 1, p. 34-53, 1991.

CHESTERS, J. Gender convergence in core housework hours: assessing the relevance of earlier approaches for explaining current trends. **Journal of Sociology**, v. 49, n. 1, p. 78-96, 2013.

COLTRANE, S. Birth timing and the division of labor in dual-earner families: exploratory findings and suggestions for future research. **Journal of Family Issues**, v. 11, n. 2, p. 157-181, 1990. Disponível em: <<https://bit.ly/3J2BbyT>>.

_____. Research on household labor: modeling and measuring the social embeddedness of routine family work. **Journal of Marriage and Family**, v. 62, n. 4, p. 1208-1233, Nov. 2000. Disponível em: <<https://bit.ly/3Fbdbn6>>.

COOKE, L. P. Policy, preferences, and patriarchy: the division of domestic labor in East Germany, West Germany, and the United States. **Social Politics: International Studies in Gender, State & Society**, v. 13, n. 1, p. 117-143, 2006. Disponível em: <<http://bit.ly/3ywBixL>>.

CRAIG, L.; MULLAN, K. How mothers and fathers share childcare: a cross-national time-use comparison. **American Sociological Review**, v. 76, n. 6, p. 834-861, 2011.

CUNNINGHAM, M. Influences of women's employment on the gendered division of household labor over the life course: evidence from a 31-year panel study. **Journal of Family Issues**, v. 28, n. 3, p. 422-444, 2007. Disponível em: <<https://bit.ly/3ZvpAPY>>.

ESPING-ANDERSEN, G. (Ed.). **The incomplete revolution**: adapting to women's new roles. Cambridge: Polity Press, 2009.

EVERTSSON, M.; NERMO, M. Dependence within families and the division of labor: comparing Sweden and the United States. **Journal of Marriage and Family**, v. 66, n. 5, p. 1272-1286, Dec. 2004. Disponível em: <<https://bit.ly/3Fava27>>.

_____. Changing resources and the division of housework: a longitudinal study of Swedish couples. **European Sociological Review**, v. 23, n. 4, p. 455-470, Sept. 2007. Disponível em: <<http://bit.ly/41Wo3UO>>.

FERREE, M. M. The gender division of labor in two-earner marriages: dimensions of variability and change. **Journal of Family Issues**, v. 12, n. 2, p. 158-180, 1991. Disponível em: <<https://bit.ly/3L9oVPS>>.

FUWA, M. Macro-level gender inequality and the division of household labor in 22 countries. **American Sociological Review**, v. 69, n. 6, p. 751-767, 2004.

GEIST, C. The welfare state and the home: regime differences in the domestic division of labour. **European Sociological Review**, v. 21, n. 1, p. 23-41, Feb. 2005. Disponível em: <<https://bit.ly/3J71zaU>>.

GREENSTEIN, T. N. Husbands' participation in domestic labor: interactive effects of wives' and husbands' gender ideologies. **Journal of Marriage and the Family**, v. 58, n. 3, p. 585-595, 1996.

_____. Economic dependence, gender, and the division of labor in the home: a replication and extension. **Journal of Marriage and Family**, v. 62, n. 2, p. 322-335, May 2000. Disponível em: <<https://bit.ly/3Jx0yKV>>.

GRUNOW, D.; SCHULZ, F.; BLOSSFELD, H.-P. What determines change in the division of housework over the course of marriage? **International Sociology**, v. 27, n. 3, p. 289-307, 2012.

GUPTA, S. The effects of transitions in marital status on men's performance of housework. **Journal of Marriage and Family**, v. 61, n. 3, p. 700-711, Aug. 1999.

_____. Autonomy, dependence, or display? The relationship between married women's earnings and housework. **Journal of Marriage and Family**, v. 69, n. 2, p. 399-417, May 2007. Disponível em: <<https://bit.ly/4237uq5>>.

HEISIG, J. P. Who does more housework: rich or poor? A comparison of 33 countries. **American Sociological Review**, v. 76, n. 1, p. 74-99, 2011. Disponível em: <<https://bit.ly/3LiY9ot>>.

HERSCH, J.; STRATTON, L. S. Housework, fixed effects, and wages of married workers. **The Journal of Human Resources**, v. 32, n. 2, p. 285-307, 1997. Disponível em: <<http://bit.ly/3kZGp60>>.

HOOK, J. L. Care in context: men's unpaid work in 20 countries, 1965-2003. **American Sociological Review**, v. 71, n. 4, p. 639-660, 2006. Disponível em: <<https://bit.ly/3ZWxxgR>>.

JENKINS, S. P.; O'LEARY, N. C. Modelling domestic work time. **Journal of Population Economics**, v. 8, n. 3, p. 265-279, Aug. 1995.

JOHN, D.; SHELTON, B. A. The production of gender among black and white women and men: the case of household labor. **Sex Roles**, v. 36, n. 3-4, p. 171-193, 1997.

KALLEBERG, A. L.; ROSENFELD, R. A. Work in the family and in the labor market: a cross-national, reciprocal analysis. **Journal of Marriage and Family**, v. 52, n. 2, p. 331-346, May 1990.

KAMO, Y.; COHEN, E. L. Division of household work between partners: a comparison of black and white couples. **Journal of Comparative Family Studies**, v. 29, n. 1, p. 131-145, 1998.

KURDEK, L. A. The allocation of household labor in gay, lesbian, and heterosexual married couples. **Journal of Social Issues**, v. 49, n. 3, p. 127-139, 1993. Disponível em: <<https://bit.ly/3FdW5u6>>.

MADALOZZO, R.; MARTINS, S. R.; SHIRATORI, L. Participação no mercado de trabalho e no trabalho doméstico: homens e mulheres têm condições iguais? **Revista Estudos Feministas**, Florianópolis, v. 18, n. 2, p. 547-566, maio-ago. 2010. Disponível em: <<http://bit.ly/3l2sexE>>.

NATALIER, K. 'I'm not his wife': doing gender and doing housework in the absence of women. **Journal of Sociology**, v. 39, n. 3, p. 253-269, 2003. Disponível em: <<https://bit.ly/3yuuO2t>>.

PEPLAU, L. A.; BEALS, K. P. The family lives of lesbians and gay men. In: VANGELISTI, A. L. (Ed.). **Handbook of family communication**. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates Publishers, 2004. p. 233-248.

PITTMAN, J. F.; BLANCHARD, D. The effects of work history and timing of marriage on the division of household labor: a life-course perspective. **Journal of Marriage and Family**, v. 58, n. 1, p. 78-90, Feb. 1996. Disponível em: <<http://bit.ly/42eqkLg>>.

PRESSER, H. B. Employment schedules among dual-earner spouses and the division of household labor by gender. **American Sociological Review**, v. 59, n. 3, p. 348-364, 1994.

QUEIROZ, V. dos S.; ARAGÓN, J. A. O. Alocação de tempo em trabalho pelas mulheres brasileiras. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 45, n. 4, p. 787-819, out.-dez. 2015. Disponível em: <<https://bit.ly/423tTUb>>.

RAMOS, D. P. Pesquisas de usos do tempo: um instrumento para aferir as desigualdades de gênero. *In*: BONETTI, A.; ABREU, M. A. (Org.). **Faces da desigualdade de gênero e raça no Brasil**. Brasília: Ipea, 2011. p. 17-44.

ROSS, C. E. The division of labor at home. **Social Forces**, v. 65, n. 3, p. 816-833, Mar. 1987. Disponível em: <<https://bit.ly/41WM3qV>>.

SANI, G. M. D. Men's employment hours and time on domestic chores in European countries. **Journal of Family Issues**, v. 35, n. 8, p. 1023-1047, June 2014.

SAYER, L.C.; FINE, L. Racial-ethnic differences in U.S. married women's and men's housework. **Social Indicators Research**, v. 101, n. 2, p. 259-265, Apr. 2011.

SHELTON, B. A. (Ed.). **Women, men and time: gender differences in paid work, housework and leisure**. Westport: Greenwood Press, 1992.

SHELTON, B. A.; JOHN, D. The division of household labor. **Annual Review of Sociology**, v. 22, p. 299-322, 1996.

SOARES, C. A distribuição do tempo dedicado aos afazeres domésticos entre homens e mulheres no âmbito da família. **Revista Gênero**, Niterói, v. 9, n. 1, p. 9-29, 2 sem. 2008.

SOARES, C.; SABOIA, A. L. **Tempo, trabalho e afazeres domésticos: um estudo com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2001 e 2005**. Rio de Janeiro: IBGE, 2007.

SOUTH, S. J.; SPITZE, G. Housework in marital and nonmarital households. **American Sociological Review**, v. 59, n. 3, p. 327-347, 1994.

STEWART, J. Tobit or not tobit? **Journal of Economic and Social Measurement**, v. 38, n. 3, p. 263-290, 2013.

WAITE, L.; GOLDSCHIEDER, F. K. Work in the home: the productive context of family relationships. *In*: SOUTH, S. J.; TOLNAY, S. E. (Ed.). **The changing American family**. Boulder: West-view, 1992, p. 267-299.

WEST, C.; ZIMMERMAN, D. H. Doing gender. **Gender and Society**, v. 1, n. 2, p. 125-151, 1987.

WIGHT, V. R.; BIANCHI, S. M.; HUNT, B. R. Explaining racial/ethnic variation in partnered women's and men's housework: does one size fit all? **Journal of Family Issues**, v. 34, n. 3, p. 394-427, 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3yvljQQ>>.

WINDEBANK, J. Dual-earner couples in Britain and France: gender divisions of domestic labour and parenting work in different welfare states. **Work, Employment and Society**, v. 15, n. 2, p. 269-290, 2001.

ZUZANEK, J.; SMALE, B. J. Life-Cycle and Across-the-Week Allocation of Time to Daily Activities. *In*: PENTLAND, W. E. (Ed.). *Time Use Research in the Social Sciences*. Boston: Elsevier, 2002. p. 127-153. Disponível em: <<http://www.springerlink.com/index/W07XQ6773273U376.pdf>>.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

HOOK, J. L. Gender Inequality in the welfare state: sex segregation in housework, 1965-2003. **American Journal of Sociology**, v. 115, n. 5, p. 1480-1523, Mar. 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/3mGOHAV>>.

PINHEIRO, L. S. **O trabalho nosso de cada dia**: determinantes do trabalho doméstico de homens e mulheres no Brasil. 2018. 329 f. Tese (Doutorado) – Instituto de Ciências Sociais, Universidade de Brasília, Brasília, 2018. Disponível em: <<http://bit.ly/3JurUB7>>.

EDITORIAL

Coordenação

Aeromilson Trajano de Mesquita

Assistentes da Coordenação

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Samuel Elias de Souza

Supervisão

Ana Clara Escórcio Xavier

Everson da Silva Moura

Revisão

Alice Souza Lopes

Amanda Ramos Marques Honorio

Barbara de Castro

Brena Rolim Peixoto da Silva

Cayo César Freire Feliciano

Cláudio Passos de Oliveira

Clícia Silveira Rodrigues

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Reginaldo da Silva Domingos

Katarinne Fabrizzi Maciel do Couto (estagiária)

Editoração

Anderson Silva Reis

Augusto Lopes dos Santos Borges

Cristiano Ferreira de Araújo

Daniel Alves Tavares

Danielle de Oliveira Ayres

Leonardo Hideki Higa

Natália de Oliveira Ayres

Capa

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Projeto Gráfico

Aline Cristine Torres da Silva Martins

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Ipea – Brasília

Setor de Edifícios Públicos Sul 702/902, Bloco C

Centro Empresarial Brasília 50, Torre B

CEP: 70390-025, Asa Sul, Brasília-DF

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO
PLANEJAMENTO
E ORÇAMENTO

