

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

ANA CAROLINA DE FREITAS TEDESCO

MODELOS DE RACIONALIDADE COLETIVA APLICADOS PARA CASAIS HOMO E
HETEROAFETIVOS BRASILEIROS: EVIDÊNCIAS E ESTIMAÇÕES PARA O
PERÍODO DE 2012 A 2020

CURITIBA

2022

ANA CAROLINA DE FREITAS TEDESCO

MODELOS DE RACIONALIDADE COLETIVA APLICADOS PARA CASAIS HOMO E
HETEROAFETIVOS BRASILEIROS: EVIDÊNCIAS E ESTIMAÇÕES PARA O
PERÍODO DE 2012 A 2020

Trabalho apresentado como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Desenvolvimento Econômico, pelo Programa de Pós Graduação em Desenvolvimento Econômico do Setor de Ciências Sociais e Aplicadas da Universidade Federal do Paraná.

Orientadora: Professora Dr^a Kênia Barreiro de Souza

CURITIBA

2022

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
SISTEMA DE BIBLIOTECAS – BIBLIOTECA DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS

Tedesco, Ana Carolina de Freitas

Modelos de racionalidade coletiva aplicadas para casais homo e heteroafetivos brasileiros : evidências e estimações para o período 2012 a 2020 / Ana Carolina de Freitas Tedesco. – Curitiba, 2022.

1 recurso on-line : PDF.

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico.

Orientadora: Profa. Dra. Kênia Barreiro de Souza.

1. Minorias sexuais. 2. Mercado de trabalho. 3. Oferta de trabalho coletivo. I. Souza, Kênia Barreiro de. II. Universidade Federal do Paraná. Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. III. Título.

Bibliotecária: Maria Lidiane Herculano Graciosa CRB-9/2008

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da dissertação de Mestrado de **ANA CAROLINA DE FREITAS TEDESCO** intitulada: **Modelos de racionalidade coletiva aplicados para casais homo e heteroafetivos brasileiros: evidências e estimações para o período 2012 a 2020**, sob orientação da Profa. Dra. KÊNIA BARREIRO DE SOUZA, que após terem inquirido a aluna e realizada a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO no rito de defesa.

A outorga do título de mestra está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

CURITIBA, 24 de Fevereiro de 2022.

Assinatura Eletrônica

24/02/2022 15:35:25.0

KÊNIA BARREIRO DE SOUZA

Presidente da Banca Examinadora

Assinatura Eletrônica

24/02/2022 15:16:44.0

AMIR BORGES FERREIRA NETO

Avaliador Externo (FLORIDA GULF COAST UNIVERSITY)

Assinatura Eletrônica

25/02/2022 10:47:18.0

SOLANGE LEDI GONÇALVES

Avaliador Externo (UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO PAULO)

*à memória da mulher dos mais lindos olhos que vi,
Maria Cristina de Freitas*

AGRADECIMENTOS

“Que ninguém se engane, só consigo a simplicidade através de muito trabalho.” -

Clarice Lispector em A Hora da Estrela

O curto período do mestrado foi pessoalmente terrível, e quisera referir-me apenas ao grau de dificuldade das disciplinas ou da pandemia de covid-19, que tanto nos destróçou. A face mais dura da vida revelou-se e aconteceu para mim, e não há outra maneira de iniciar essa seção - que não será breve - sem agradecer, em primeiro lugar, a eu mesma. Agradeço a todas as minhas versões do passado que, mesmo enfrentando tantos momentos difíceis ao longo deste curto período de tempo, não desistiram, embora não raro desistir pareceu ser a melhor opção. Para sempre serei grata - e essa gratidão não seria possível sem o espaço de escuta atenta proporcionado pelo Vincenzo Riccio, a quem também serei eternamente grata.

Não há como não direcionar os agradecimentos seguintes à minha família, a qual sou grata por simplesmente existirem. À minha mãe e minha maior inspiração, Cleoni Tedesco, agradeço pelo exemplo de força, racionalidade e firmeza, características quase tão fortes e presentes quanto o seu amor. Ao meu pai, Valdecir Tedesco, minha segunda maior inspiração, agradeço pelo exemplo de companheirismo, compreensão, zelo, bom humor e ferocidade. Minha irmã, Laura Vitória Tedesco, pelo alívio e pela fé de tempos mais leves. Ao que somos, nós quatro, um núcleo, minha base.

Ao meu padrinho, Lauri de Freitas, pela coragem, garra e força. A minha madrinha, Lilian Lise, pela devoção, apoio, amor, carinho e cuidado. Ao meu tio, Edilson de Freitas, pela força, paciência e disposição. A minha tia, Karine Rodhe, pela ação, prestatividade e coragem. A minha tia, Orlanda Zorzi, pela maturidade e prestatividade. Aos cinco, em específico, por tudo o que fizeram nesse período. A minha prima, Helen de Freitas, pelos alívios. Ao meu primo, Gian de Freitas, pelo humor e pelas aventuras. Ao que somos, nós onze, uma rocha firme.

Ao meu avô, Irineu Ribeiro, pela companhia, pelas histórias e pelas peripécias. A minha avó, Maria Cristina de Freitas, pela educação, pela constante fé em mim, pelo carinho, pelos conselhos e por, mesmo em seu leito de morte, reunir e direcionar suas últimas forças para olhar no fundo dos meus olhos e dizer as mais belas e fortes palavras que já ouvi. Aos dois, mas principalmente à minha avó, por terem abdicado de si para que eu tivesse uma infância regada a amor, carinho e companhia; se hoje ando com fé, é devido aos muitos anos em que minha avó me esperou (sorrindo) na janela e me mostrou que *“a fé não costuma faia”*. Ao que éramos e sempre seremos, nós treze, o número do amor, da pureza e da sorte.

Em seguida, agradeço à minha orientadora, professora Dra. Kênia Barreiro de Souza, pelas conversas, pelas dicas e por toda a orientação ao longo da elaboração da dissertação. Com ela, aprendi que lecionar, além de uma forma de ser, é também uma forma de realizar. Agradeço ao meu professor do - longínquo - ensino médio, Dr. José Arthur Castilho de Macedo, pela abertura, pela empatia, pelo diálogo, pelos conselhos, pelas indicações e pela parceria cada vez mais sólida. A ele, quem hoje considero um dos meus grandes amigos, recorro quando me perco e preciso reencontrar meu caminho, portanto sou grata por lembrar sempre que *“isso de querer ser exatamente aquilo que a gente é ainda vai nos levar além”*. À minha mentora, professora Dra. Raquel Rangel de Meireles Guimarães, pelo incentivo, pelas trocas e pela inspiração. Ao professor Dr. José Felipe Araújo de Almeida, pela inspiração e pelo incentivo.

Aos membros da banca de qualificação, professora Dra. Adriana Sbicca e professor Dr. Victor Oliveira, e da banca de defesa, Dra. Solange Ledi Gonçalves e Dr. Amir Neto, por todos os elogios, incentivos e reflexões acerca de um tema tão delicado quanto o tratado nas páginas que seguem. Aos professores Drs. Fernando Motta Corrêa e Maurício Vaz Bittencourt, por toda a paciência e incentivo ao longo dos dois anos de mestrado. A Laís Rocha, secretária do PPG, que pacientemente respondeu a todos os meus - não poucos - questionamentos e solicitações, sempre com muita celeridade e gentileza. Aos meus colegas de PPGDE, com especial destaque a Victoria Oliveira, Gabriela Zilli, Mariana Catharin, Davi Catelan, Pedro Meiners, Matheus Laranjeira e Eduardo Prado Souza, pela boemia, pelo apoio e pela companhia.

Às trocas, ao tempo e disposição dos doutorandos mineiros Mariel Gouvêa Gruppi (futuro co-autor), Ingredhe de Moraes Magalhães e Nayara Abreu Julião, dedico minha gratidão. Leram-me atentamente e me corrigiram (in)cansáveis vezes - com isso, fizeram-me evitar erros primários tanto em meus textos quanto em meus códigos.

No campo das amizades, agradeço à Lauren Piana Hobolt e ao Otávio Marra, pela confiança, admiração, compreensão, zelo e incentivo. Por terem cuidado de mim nos momentos em que eu não consegui, e ainda assim não terem desistido de sonhar comigo. Agradeço também à Maria Luiza Ziareski, por ter me mostrado, no auge de minha mocidade, a importância do amor; é provável que essa tenha sido a descoberta mais importante da minha vida até o momento. Aos três, agradeço pela maneira com a qual me fizeram sentir; afirmo que não esquecerei de nada do que fizeram comigo e por mim, e não sei o que teria sido de mim sem o suporte de cada um nesse período. Muito obrigada.

O conturbado espaço de tempo do mestrado não teria sido o mesmo sem as trocas, o apoio e o incentivo do mestrando Arthur Casemiro Bispo, meu amigo mineiro, que, mesmo com tantas restrições impostas pela pandemia, foi meu parceiro de viagem, cada qual em seu espaço físico. Sou grata também ao meu querido amigo mestrando

Lucas lanterno Klotz, por todas as conversas, todo o otimismo, os sonhos e a fé em dias melhores. Os dois têm algo muito especial e cada vez mais raro: esperança.

Meu amigo William Antônio Costa Grande, quem há décadas partilha a vida comigo, em uma amizade cada vez mais profunda. Nossas vivências, diálogos e trocas foram essenciais para que eu escolhesse trabalhar com o tema que escolhi, bem como pudesse levantar hipóteses e selecionar as variáveis utilizadas. Finalmente, minha amiga Dinamichi, que há anos me enriquece com comentários e questionamentos que, assim como o explosivo, fazem-me esquentar a cabeça (*“para provocar um incêndio não é preciso fogo”*, já disse o Rubem Alves). Sou grata pela empatia e por poder contar com ambos nas questões que realmente importam na vida.

Há também os amigos que não só foram presentes, como também me incentivaram e confiaram em mim. São eles o mestre Gabriel Percegon, o mestrando Gabriel Santos e minha grande amiga Amanda Machado Neves. Ao primeiro, sou grata pela poesia, pela boemia e pelas doses de fé em tempos mais leves. Ao segundo, agradeço pelo afago, pelos cafés e diálogos cheios de trocas e incentivo mútuo. À Amanda, agradeço por me lembrar da doçura e alegria que a vida pode ter e proporcionar.

Lembro o que diz o poeta, no famoso verso *“a vida é a arte do encontro, embora haja tanto desencontro pela vida”*, e agradeço à Amanda Antunes Vieira. Sou grata pelo encontro, pelos olhares e pela firmeza. Revelo aqui algo que talvez não seja de conhecimento comum: muitos de meus *insights* neste trabalho foram frutos de nossos diálogos. Só tenho a dizer, então, muito obrigada. O que reconheço não ser suficiente.

Agradeço, também, meus amigos e minhas amigas que tanto amo e que se esparramam pelo tempo ou pelo espaço. São eles: Paulo Victor Bistafa, Luciana Cristina Dukeviski, Keyla Sabrina Moreira, Natasha Heussinger, Daniel Ferlete, Danielly Vargas, Lucia Moliani Braga, Ayla Melo Batistela, Isabelle Pontes Eler, Laura Pontello Nitz, Keanu da Costa Telles, Joana Grande, Luiz Fernando Bossa, Mayara Yukari Sendeski Yoshihara, Eduarda Silvestri e Bruna Monique Brunetto. A amizade de vocês serviu como base para que eu seja quem hoje sou e pelos interesses que carrego comigo. Levo a certeza de que nos cruzaremos novamente nessas ruas aleatórias da vida.

Não poderia deixar de agradecer a todas e todos as poetisas e poetas, as músicas, musicistas, escritoras e escritores que me acolheram e tornaram o processo de elaboração deste trabalho menos solitário. Sou grata, também, por poder transitar pelas cidades onde passei neste período; sem tal movimento não haveria esta dissertação.

Por fim, mas não menos importante, agradeço a cada contribuidor anônimo que, por meio de seus impostos, financiou e continua financiando a pesquisa e educação pública de qualidade.

RESUMO

Esta dissertação pretende contribuir com a literatura econômica LGB ao investigar se a orientação sexual é uma variável importante para a inserção dos indivíduos no mercado de trabalho brasileiro, analisando, se, para famílias LGBs, a decisão de entrar no mercado de trabalho é tomada de forma coletiva e quais são as diferenças quando comparados às famílias heteroafetivas. Para execução desse objetivo, são empregados microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio Contínua (PNADC) trimestrais, no período de 2012 a 2020. A partir do questionário, é possível inferir a orientação sexual dos indivíduos quando estes declaram estar em um relacionamento conjugal corresidente. Assim, tomando como referência o arcabouço de modelos de racionalidade coletiva, torna-se possível analisar as decisões de oferta de trabalho de casais LGB no contexto da família. Na sequência, as estimações para os casais homo e heteroafetivos são feitas em um sistema de equações, por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários em 3 Estágios (MQO3E). Os principais resultados mostram que a abordagem de modelos coletivos aplica-se tanto para casais heteroafetivos quanto para casais homoafetivos, porém as variáveis explicativas que normalmente são relevantes para casais heteroafetivos não são para homoafetivos. Nesse ensejo, para os primeiros, a variável que mais reduziu o número de horas mensais dedicadas ao mercado de trabalho foi o sexo do indivíduo, que, ao ser mulher, diminuiu em mais de 6 horas a oferta de trabalho do indivíduo, tanto para cônjuges quanto para responsáveis pelo domicílio. Por outro lado, para casais homoafetivos, o sexo do indivíduo não se mostrou relevante para influenciar o número de horas de trabalho ofertadas. Grande parte dos resultados permaneceu inalterado quando foram realizados testes de robustez, sugerindo que, enquanto para casais heteroafetivos os fatores de barganha utilizados - diferencial de idade e de escolaridade entre responsável e cônjuge - auxiliam no entendimento das decisões intrafamiliares relativas à oferta de trabalho, para casais homoafetivos, os fatores de barganha empregados parecem não refletir as dimensões de decisões intrafamiliares, indicando que esses casais ou tomam decisões de maneira mais individualizada relativamente aos casais heteroafetivos, ou estão sujeitos a fatores de barganha diferentes daqueles utilizados neste estudo. Por fim, ressalta-se que este trabalho é pioneiro na análise da escolha coletiva de trabalho para casais homoafetivos no Brasil utilizando dados da PNADC, havendo espaço para avanços tanto em relação à base teórica, quanto aos métodos que podem ser aplicados a esses indivíduos, com intuito de auxiliar na identificação das fontes das disparidades que afetam a população LGB e fornecer evidências para a elaboração de intervenções e políticas públicas que visem reduzir a discriminação com a diversidade de gênero e sexual.

Palavras-chaves: LGB; oferta de trabalho, modelo coletivo; oferta coletiva; MQO3E.

ABSTRACT

This study intends to contribute to the LGB economic literature by investigating whether sexual orientation is an important question for the insertion of individuals in the Brazilian labor market, analyzing if for LGB families the decision to enter in the labor market is taken collectively and which are the differences when compared to heteroaffactive families. To achieve this objective, microdata from the Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) are used, from 2012 to 2020. From the questionnaire, it's possible to infer the sexual orientation of individuals when they declare to be in a co-resident marital relationship. Thus, taking as a reference the framework of models of collective rationality, becomes possible to analyze the decisions on the offer of work of LGB couples in the context of the family. Subsequently, the estimates for homo and heteroaffactive couples are made in a system of equations, using the 3-Stage Ordinary Least Squares method (OLS3E). The main results show that the collective models approach applies to both heteroaffactive and same-sex couples, but the explanatory variables that are usually relevant for hetero-affective couples are not for homosexual couples. In this context, for the former, the variable that most reduced the number of monthly hours dedicated to the labor market was the individual's sex, which, being a woman, reduced the individual's job offer by more than 6 hours, both for spouses and for those responsible for the household. On the other hand, for same-sex couples, the individual's sex was not relevant to influence the number of hours of work offered. Most of the results remained unchanged when robustness tests were carried out, ensuring that, while for heteroaffactive couples the bargaining factors used - age and education differential between guardian and spouse - help to understand intra-family decisions regarding the offer of work, to In homoaffactive couples, the bargaining factors used do not seem to reflect the dynamics of intra-family decisions, indicating that these couples either make decisions in a more individualized way compared to heteroaffactive couples, or are subject to different bargaining factors from those used in this study. Finally, it is noteworthy that this work is a pioneer in the analysis of the collective choice of work for same-sex couples in Brazil using data from the PNADC, with room for advances both in terms of the theoretical basis and the methods that can be applied to these individuals, with the aim of helping to identify the sources of disparities that affect the LGB population and provide evidence for the development of interventions and public policies aimed at reducing discrimination based on gender and sexual diversity.

Key-words: LGB; labor supply; collective model; collective supply; 3SLS.

LISTA DE ABREVIATURAS E DE SIGLAS

ANTRA Associação Nacional de Travestis e Transsexuais

AVB Atlas da Violência do Brasil

CID Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde

CNJ Conselho Nacional de Justiça

GGB Grupo Gay da Bahia

GMM Método de Momentos Generalizado

IBGE Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

ILGA Associação Internacional de Gays, Lésbicas, Bissexuais, Trans e Intersexuais

LGBs Lésbicas, Gays e Bissexuais

MQO2E Mínimos Quadrados em 2 Estágios

MQO2EQ Mínimos Quadrados em 2 Estágios Generalizados

MQO3E Mínimos Quadrados em 3 Estágios

MS Ministério da Saúde

OMS Organização Mundial da Saúde

ONU Organização das Nações Unidas

PME Pesquisa Mensal de Emprego

PNAD Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios

PNADC Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua

PNS Pesquisa Nacional de Saúde

STF Supremo Tribunal Federal

SUS Sistema Único de Saúde

UF Unidade da Federação

VI Variáveis Instrumentais

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	REVISÃO DE LITERATURA TEÓRICA	17
2.1	MODELO DE RACIONALIDADE COLETIVA PARA OFERTA DE TRABALHO	18
2.1.1	Modelo restrito	20
2.1.2	Restrições a oferta de trabalho e a regra de compartilhamento	21
3	REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA	23
3.1	EVIDÊNCIAS LGB NO MERCADO DE TRABALHO	24
3.2	EVIDÊNCIAS PARA MODELOS DE OFERTA COLETIVA	31
4	METODOLOGIA	36
4.1	MODELO DE MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS EM 3 ESTÁGIOS	36
4.1.1	Especificação funcional das equações de oferta de trabalho	36
5	DADOS	38
5.1	VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	40
5.2	CARACTERÍSTICAS DA BASE DE DADOS	41
6	RESULTADOS	46
7	CONSIDERAÇÕES FINAIS	59
	REFERÊNCIAS	62
	APÊNDICE A	68

1 INTRODUÇÃO

De modo geral, estudar a divisão sexual do trabalho, as desigualdades de uso do tempo e o cuidado com os filhos, são elementos fundamentais para explicar decisões e resultados particulares do mercado de trabalho, como a participação da força de trabalho feminina, a probabilidade de estar empregado, a quantidade e qualidade do investimento em educação e saúde, entre outras decisões econômicas e familiares. Sobre esse tema há uma extensa e consolidada literatura que apresenta como as desigualdades domiciliares penalizam a mulher na participação e rendimentos do mercado de trabalho (MACHADO, OLIVEIRA e WAJNMAN 2005; MACIEL 2008; HENDY e SOFER 2010; TEDESCO e SOUZA 2020).

Essas mesmas desigualdades não deveriam ser encontradas para famílias formadas por casais do mesmo sexo. Não obstante, trabalhos que se dediquem aos temas citados anteriormente, mas considerando as decisões econômicas das famílias formadas por casais de mesmo sexo são mais recentes, tanto para o contexto brasileiro, quanto para outros países, sobretudo para países subdesenvolvidos. Uma das possibilidades para entender a lacuna de estudos que se dediquem a investigar as influências da orientação sexual homoafetiva no mercado de trabalho pode estar relacionada ao fato de que foi apenas em 17 de maio de 1990 a Organização Mundial da Saúde (OMS) retirou a homossexualidade da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde (CID) (ICD-10, 1990).

Por outro lado, apesar desse importante avanço, a transexualidade, até junho de 2018, continuou classificada como doença mental pela OMS. A CID-11, contudo, revisou sua redação e reverteu esse status, em uma atualização que entrou em vigor em janeiro de 2022 (ICD, 2019), evidenciando como essas mudanças são lentas e não são amplas.

Nesse ensejo de lentidão de mudanças e inclusão da população LGBT¹, a partir dos anos 2000, somente 10 anos após a CID-10, teve início um movimento de valorização do público formado por lésbicas, gays e bissexuais (LGBs), inicialmente focado em publicidade e propagandas (Mattos *et al.*, 2017) e evoluindo para vagas de emprego direcionadas, sob *slogans* de promoção de diversidade (KELLY e LUBITOW, 2015). Segundo Rodrigues e Hernandez (2020), grande parte dos avanços em direção à valorização dessa população pelas empresas do setor privado deve-se a progressos

¹ No Brasil, a partir de 2008, a sigla “LGBT” passou a ser utilizada para identificar a ação conjunta de lésbicas, gays, bissexuais, travestis e transexuais. Mais tarde, foi incluído variações da sigla LGBT+ para designar outros movimentos e identidades em construção (intersexos, *queer*, assexuais ou mesmo um sinal de +), no entanto, ainda não há nenhum consenso sobre a atualização da sigla oficial.

realizados no século XX, em que a pauta da homossexualidade foi ganhando cada vez mais espaço na academia e na sociedade como um todo, com crescentes debates na Organização das Nações Unidas (ONU).

Contudo, tais avanços não significaram ou garantiram cidadania plena², pois, de acordo com a Associação Internacional de Gays, Lésbicas, Bissexuais, Trans e Intersexuais (ILGA), ao final de 2020, ao menos em 70 países a homossexualidade ainda era criminalizada, com casos de prisão e até pena de morte.

Além disso, ao menos 22 outros países mantinham leis com intuito de restringir o direito à liberdade de expressão sexual de LGBs³. Segundo a IGLA (2020), os governos desses países empregavam diversos meios para reduzir as discussões sobre assuntos relacionados à causa, seja criminalizando esses indivíduos por ofenderem a moral ou religião, reduzindo a educação sexual nas escolas à educação sexual heterossexual, censurando a mídia ou associando símbolos LGBs à pornografia e pedofilia, ou, ainda, perseguindo usuários de aplicativos de namoro.

Por outro lado, de acordo com a mesma instituição, no fim de 2020, em cerca de 11 países, a população formada por lésbicas, gays e bissexuais tinha direitos garantidos pelas respectivas constituições. Esses países incluíram explicitamente o termo “orientação sexual” em suas cláusulas de não discriminação, com intuito de proteger indivíduos contra a discriminações baseadas nessa característica.

Ainda conforme a ILGA (2020), em 2020, o Brasil estava inserido em um grupo formado por outros 56 países, em que indivíduos LGBs eram livres para se relacionar com quem quisessem. De acordo com o relatório, embora os países desse grupo não tivessem leis específicas de proteção para LGBs, também não criminalizavam esta população.

No Brasil, a inclusão de pautas LGBTs nos debates e pesquisas apresenta alguns avanços. Entre as conquistas alcançadas por essa comunidade, há, em 2010, a inclusão de parceiros em planos de saúde⁴; em 2011, a instituição da Política Nacional de Saúde Integral de LGBTs no Sistema Único de Saúde (SUS)⁵; em 2013, o casamento civil⁶ e campanhas de combate à violência contra travestis e transexuais.

² Entendida como garantia de direitos humanos básicos e fundamentais, como o direito a vida, à liberdade de expressão, ir e vir etc.

³ O termo LGBs – lésbicas, gays e bissexuais – é utilizado na literatura para se referir aos homens e mulheres homossexuais e bissexuais em situações em que a base de dados permite apenas inferir sobre essas possibilidades de orientação sexual. Como muitos países utilizam formas indiretas de identificação da orientação sexual dos indivíduos, nem sempre é possível afirmar que os indivíduos são homossexuais ou bissexuais. Dessa maneira, o uso do termo gay, lésbica, bissexual ou LGBs segue por conveniência do investigador (BADGETT 2020).

⁴ Ver mais em Agência Nacional de Saúde Suplementar, Diário Oficial da União, 4 de maio de 2010.

⁵ Portaria n° 2.836 do Ministério da Saúde.

⁶ Após a Resolução n° 175/2013 do Conselho Nacional de Justiça (CNJ).

Ainda em 2013, o Ministério da Saúde anunciou que esses indivíduos poderiam utilizar o nome social no Cartão SUS, com objetivo de reconhecer a legitimidade da identidade desses grupos, além de promover maior acesso à rede pública de saúde. Em 2015, novos direitos civis foram conquistados, como a adoção de crianças por casais de homoafetivos⁷. Por fim, em março de 2018, o Supremo Tribunal Federal (STF) determinou que a retificação do registro civil de homens e mulheres trans e travestis deve dar-se sem demanda judicial, em cartórios, por meio de autodeclaração, sem limite de idade e sem necessidade de apresentação de laudos psicológicos e psiquiátricos quanto a cirurgia de readequação sexual⁸.

Esses avanços vão ao encontro com o que foi mostrado por Badgett (2020) e Goodnature e Neto (2021), de que, de modo geral, nos países em que LGBs não são criminalizados, o tempo trouxe progressos consideráveis relativamente à inclusão dessa população na sociedade, a exemplo do reconhecimento dos direitos civis dessas pessoas e a realização de questionários que permitiram inferir, de maneira mais direta, a orientação sexual dos respondentes.

Nesse ensejo, somente em 2019 o Atlas da Violência do Brasil (AVB) passou a incluir a população LGBT em suas estatísticas. Nesse relatório, reforçou-se que o Brasil é um dos países mais violentos do mundo no quesito violência contra mulheres e LGBTs, como já mostravam alguns índices e relatórios, como o Índice Global da Paz (2020) e o TransgenderEurope (2016). Porém, antes do AVB contabilizar a violência contra essa comunidade, algumas organizações sem fins lucrativos já empregavam esforços oriundos de entidades privadas para elaborar relatórios sobre essa população, como no caso da Associação Nacional de Travestis e Transsexuais (ANTRA) e do Grupo Gay da Bahia (GGB).

Essas avaliações, embora enfatizem a subnotificação de casos e a dificuldade na obtenção de dados fidedignos contra as violências sofridas por membros da comunidade LGBT, trazem resultados surpreendentes, seja em agressão verbal, física e violência corporal, seja em tentativas de homicídios e homicídios. As principais vítimas são as mulheres transsexuais e travestis, seguido de perto pelas lésbicas. De acordo com o Trans Murder Monitoring (2020), desde 2012, o Brasil é o país que mais mata LGBTs no mundo, liderado, sobretudo, pelo homicídio à população transsexual.

Nessa conjuntura, como mostrado por Gruppi (2018), a primeira pesquisa de abrangência nacional a incluir perguntas sobre cônjuge do mesmo sexo, possibilitando, assim, a inferência sobre indivíduos homoafetivos, foi o Censo Demográfico de 2010. Ou seja, foi somente a partir desta data que pesquisadores passaram a dispor de dados fidedignos sobre a população LGB brasileira, o que pode justificar, ao menos em

⁷ Recurso Extraordinário 846.102, STF, 05 de março de 2015.

⁸ Ação Direta de Inconstitucionalidade (ADI) nº 4275, STF, 01 de março de 2018.

partes, a escassez de estudos nessa área. Desde então, novas pesquisas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) passaram a adotar a prática, como é o caso da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) e da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS), que aplicam a mesma questão do Censo desde 2012, no caso da PNADC, e em 2013 e 2019, no caso da PNS.

Nesse contexto, o presente trabalho visa contribuir com a incipiente literatura econômica brasileira que se dedica a esta população marginalizada, e procura fazer isso por meio de análises relativas ao mercado de trabalho, tendo em vista as ideias compiladas por Kelly e Lubitow (2015) e Badgett *et al.* (2019), que mostram as vantagens da diversidade no mercado de trabalho e na sociedade em geral.

O mercado de trabalho é, segundo Kelly e Lubitow (2015), marcado por diversas desigualdades, como raça, gênero, orientação sexual, saúde, educação, região geográfica, entre outros, e, conforme discutem Baumle, Compton e Poston (2009), a desigualdade por orientação sexual é uma das menos estudadas, e é considerada uma das mais complexas. De acordo com os autores, tal complexidade deve-se ao fato de a orientação sexual ser uma característica que está intrinsecamente relacionada aos estereótipos de gênero – comportamento sobre afazeres masculinos e femininos que repercutem na diversidade sexual –, além de relacionar-se com as demais desigualdades do mercado de trabalho.

Assim, instituições que não se dedicam a promover a diversidade acabam por desperdiçar talentos, pois a promoção desse objetivo está frequentemente ligada à inclusão e respeito aos mais diversos grupos sociais. Segundo Kelly e Lubitow (2015), quando as instituições e empresas são aliadas da diversidade, inclusive referente à orientação sexual, acabam por elevar sua capacidade competitiva, refletindo de forma positiva tanto na imagem quanto no valor da instituição.

Os estudos sobre as influências da orientação sexual no mercado de trabalho permanecem menos exploradas do que as influências de raça, gênero e escolaridade (Badgett *et al.*, 2021; Badgett *et al.*, 2019), em que é possível perceber que desigualdades referentes a orientação sexual são mais discutidos internacionalmente do que no Brasil.

Nos estudos brasileiros que o fizeram, as influências da orientação sexual foram comumente discutidas seguindo um padrão que busca respostas acerca das decisões intrafamiliares, em geral com foco e metodologias em casais de sexo oposto. Esses estudos mostram como a divisão sexual do trabalho afeta negativamente a participação das mulheres no mercado de trabalho, que, em geral, abdicam de sua participação no mercado de trabalho remunerado para se dedicarem aos cuidados da casa e dos filhos (MACHADO, OLIVEIRA e WAJNMAN 2005; MACIEL 2008; FONTOURA e ARAÚJO 2016; TEDESCO e SOUZA 2020). Esses achados têm grande relevância, pois apesar

da extrema importância da economia do cuidado e do trabalho doméstico para a sociedade, tais atividades ainda têm pouco reconhecimento social e baixa ou nenhuma remuneração (FONTOURA e ARAÚJO 2016).

No entanto, embora sejam assuntos frequentes em análises intrafamiliares e de gênero no mercado de trabalho, pouca atenção foi dedicada ao estudo da barganha intrafamiliar e do uso do tempo para casais do mesmo sexo. De acordo com Badgett (2021), as análises econômicas, em geral, buscam traçar resultados acerca de famílias tradicionais, consideradas biparentais e heteroafetivas, de modo que seja crescente a indagação acerca de quais são as influências da orientação sexual nos resultados do mercado de trabalho no caso de indivíduos homoafetivos e de famílias formadas por indivíduos do mesmo sexo.

Nesse ponto, alguns trabalhos encontram diferenças de rendimentos entre indivíduos homoafetivos e heteroafetivos (BADGETT, 1995, 2001, 2020, 2021; ANTECOL e STEINBERGER, 2013; CARPENTER, 2020); ou sobre os diferenciais da oferta de trabalho e participação no mercado de trabalho (TEBALDI e ELMSLIE, 200; MARTELL, 2018; MONTEGARY, 2018). Além disso, estudos recentes mostraram uma maior probabilidade de indivíduos LGBs completarem o ciclo de estudos relativamente a indivíduos heteroafetivos, sobretudo mulheres homoafetivas (JEPSEN, 2007; DANESHVARY, WADDOUPS e WIMMER, 2008; TILCSIK, ANTEBY e KINGHT, 2015). No entanto, além de todas essas características, é patente a necessidade de verificar, também, o comportamento do poder de barganha entre cônjuges de mesmo sexo, da maneira como os trabalhos que utilizam modelos coletivos têm apresentado para casais heteroafetivos.

Segundo Gruppi (2018), a primeira autora a aplicar um modelo de racionalidade coletiva para determinar o efeito da distribuição do poder de barganha sobre a oferta de trabalho de casais homoafetivos nos Estados Unidos foi OREFICCE, 2011. Entre seus achados, a autora revelou como é importante explorar a diferença entre “gênero” e “orientação sexual” como categorias de análises diferentes, de modo que as predições dos modelos tradicionais muitas vezes não incorporam a possibilidade de generalização dos resultados de equilíbrio para casais não-tradicionais, sobretudo no que diz respeito às mulheres.

No caso brasileiro, Gruppi (2018) foi o pioneiro na aplicação de modelos de racionalidade coletiva para casais homoafetivos com dados para o Brasil. Os principais achados do autor corroboram com o que fora exposto por Oreficce (2011), de que, muitas vezes, fatores de barganha utilizados em análises coletivas para casais tradicionais não são estatisticamente significantes quando empregados para casais homoafetivos.

Contudo, existem algumas evidências significativas a favor dos casais homoafetivos brasileiros, sobretudo para mulheres de casais do mesmo sexo. Outros estudos

brasileiros (Jacinto *et al.*, 2017; Suliano *et al.*, 2021) mostraram que gays ofertam menos horas e lésbicas ofertam mais horas de trabalho do que as respectivas contrapartes heteroafetivas, sugerindo que a quantidade de horas dedicadas ao mercado de trabalho pode não ser suficiente para entender as diferenças salariais dos indivíduos, principalmente para homens.

Com base no que fora apresentado até então, é possível perceber como as pesquisas realizadas até o momento têm mostrado como o mercado de trabalho é segregado tendo como base a orientação sexual (Corrêa, Irffi e Suliano, 2012; Jacinto *et al.*, 2017). Por outro lado, não é difícil notar a escassez de estudos que se dediquem a entender, do ponto de vista de casais homoafetivos, questões centrais em análises coletivas de oferta de trabalho.

Dessa maneira, o objetivo geral desta dissertação é verificar como se dá a inserção dos casais homoafetivos no mercado de trabalho brasileiro a partir da abordagem de oferta coletiva de trabalho. Os objetivos subsequentes são, a partir de então, analisar como as características individuais e familiares, à parte a orientação sexual, interferem na participação dos indivíduos no mercado de trabalho e como essas mesmas características podem apresentar efeitos distintos entre casais homo e heteroafetivos. Para que esses objetivos sejam cumpridos, serão utilizados microdados oriundos da PNADC trimestral de 2012 a 2020⁹. Vale ressaltar que, uma vez que o IBGE não inclui travestis e transsexuais em seus questionários, a análise dessas pessoas no mercado de trabalho brasileiro não entrará no escopo da presente análise.

Ademais, ao considerar que os indivíduos LGBs podem ser identificados nas bases de dados do IBGE somente quando em um relacionamento conjugal corresidente, torna-se indispensável que a estimação da oferta de trabalho seja feita para casais, e fundamental que as análises da inserção e participação dos mesmos no mercado de trabalho sejam obtidas por meio de modelos de oferta coletiva de trabalho, cuja escolha será detalhada na seção 2. Ao prezar por essa característica, torna-se possível obter resultados críveis do ponto de vista metodológico.

Dessa maneira, serão aplicados modelos cooperativos de racionalidade coletiva, conforme proposto por Chiappori *et al.* (1992). Na aplicação desses modelos no presente trabalho, os indivíduos serão separados de acordo com a respectiva orientação sexual, de modo a ter grupos de comparação formados por casais LGBs e casais heteroafetivos. Em seguida, os grupos serão testados de acordo com suas respectivas características pessoais, sociais e laborais, a fim de que se possa analisar como os atributos individuais dos cônjuges, além de sua orientação sexual, influenciam na oferta de trabalho dos casais brasileiros.

⁹ A PNADC é a principal pesquisa de mercado de trabalho, e permite cumprir o objetivo da pesquisa com a maior abrangência temporal possível.

Assim, com essa dissertação, busca-se testar, especificadamente, a aplicação e relevância do poder de barganha intradomiciliar – diferencial de idade e diferencial de escolaridade – dos casais homoafetivos e heteroafetivos e as horas de trabalho ofertadas pelos cônjuges, bem como avaliar quais são as características individuais que influenciam a oferta de trabalho de cada grupo de casais.

Para tanto, a seção a seguir dedica-se à revisão de literatura teórica, expondo os modelos econômicos empregados e suas limitações. Em seguida, a terceira seção três faz uma revisão de literatura empírica no que diz respeito à participação de LGBs no mercado de trabalho e ao emprego de modelos de oferta coletiva, com estudos internacionais e nacionais, com fins de nortear as variáveis que serão empregadas nesse trabalho. A quarta seção explica a metodologia empregada. A seção cinco expõe os dados utilizados, bem como as variáveis explicativas que alimentarão os modelos. Em seguida, a sexta seção exhibe e comenta os resultados, e a última seção tece algumas considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA TEÓRICA

A abordagem tradicional para oferta de trabalho dos membros de uma família, disseminada principalmente por Samuelson (1956) e Becker (1974), utiliza o modelo unitário, também conhecido como modelo de preferências comuns, e considera a família composta por diferentes indivíduos como um único agente que toma as decisões. Nesses modelos, a maximização da utilidade familiar não difere da maximização da utilidade individual, isto é, as preferências da família são idênticas as de um membro específico ou representativo. Somente a renda total do domicílio é importante, ou seja, a distribuição de renda dentro da família é ignorada (MCELROY e HORNEY, 1981; VERMEULEN, 2002).

Como alternativa, surgiram os modelos ditos não-unitários, que consideram que cada membro da família possui cestas de consumo distintas, ou seja, considera-se a individualidade do consumo privado de cada um dos membros no processo de maximização. Os primeiros trabalhos que buscaram testar a existência de um equilíbrio de barganha para os domicílios, no sentido de Nash, demonstraram eficiência em seus modelos (MCELROY E HORNEY, 1981; APPS E REES, 1988). Deste avanço, os modelos não-unitários dividiram-se entre modelos estratégicos (não-cooperativos) e modelos coletivos (cooperativos) (DONNI E CHIAPPORI, 2011).

Nos modelos estratégicos, variáveis que influenciam o equilíbrio não cooperativo, mas não as preferências e a restrição orçamentária, são relevantes para as decisões da família. Esses modelos podem ser de divórcio (Chiappori *et al.* 2002) ou de equilíbrio não-cooperativo intra-matrimonial (Lundberg e Pollack 1993), a depender da situação de não cooperação. Em modelos coletivos, classe de modelos utilizada no presente trabalho, os agentes no interior da família têm preferências individuais e o processo decisório intrafamiliar apresenta um resultado eficiente no sentido de Pareto¹⁰, já que as famílias, conhecendo uns as preferências dos outros, decidem entre combinações de uma fronteira ótima de possibilidades. Nessa classe de modelos, as escolhas familiares podem ser representadas como o resultado estacionário de uma função de bem-estar social linear com fatores de ponderação positivos para os indivíduos (VERMEULEN, 2002). Esses fatores de ponderação, por sua vez, indicam a capacidade que cada cônjuge tem de interferir no processo decisório intrafamiliar, e são chamados de “poder de barganha” (VERMEULEN, 2002; DONNI e CHIAPPORI, 2011).

¹⁰ De acordo com Mas-Colell *et al.* (1995), um resultado é “Pareto-eficiente” quando há um estado de alocação de recursos em que é impossível realocá-los tal que a situação de qualquer participante seja melhorada sem piorar a situação individual de outro participante.

Desse modo, o “poder de barganha” de oferta de trabalho pode ser estimado a partir do modelo de decisão coletiva de Chiappori e Ekeland (2002), em que a família é composta por dois indivíduos com preferências racionais e potencialmente diferentes. Aqui, as decisões são tomadas por interações entre o casal e produzem respostas que são Pareto-Eficientes, visto que consideram que os membros da família tomarão decisões observando o comportamento e conhecendo as preferências um do outro. Estes modelos coletivos estão baseados na teoria de barganha com informação simétrica¹¹ (DONNI e CHIAPPORI, 2011).

Derivado dos modelos não-unitários cooperativos, surgiram os modelos de racionalidade coletiva, utilizados no presente trabalho. O avanço desses modelos em relação aos anteriores reside no ponto levantado por Chiappori (1988), em que as preferências dos indivíduos podem ser egoístas ou altruístas, ou seja, os indivíduos podem estar dispostos a ter um comportamento mais estratégico ou mais cooperativo. De modo geral, nesses modelos, o processo de decisão intradomiciliar é descrito como um procedimento em dois estágios. No primeiro estágio, o casal divide o rendimento de outras fontes (que não do trabalho) seguindo uma regra de compartilhamento não observável. Essa regra, por sua vez, é uma função dependente do salário, da renda de outras fontes e dos fatores de distribuição que refletem o poder de barganha de cada membro do casal. Em seguida, no segundo estágio, cada indivíduo maximiza a sua utilidade de forma individual (CHIAPPORI e EKELAND, 2002).

Nesse trabalho, considera-se uma família descrita como um casal com preferências racionais e potencialmente diferentes. Nessa família, responsável e cônjuge interagem entre si ao tomar decisões. As preferências dos indivíduos originam uma função de bem-estar social, entendida como uma soma ponderada das preferências individuais. Esta soma pondera os pesos individuais de responsável, representando o poder de barganha dos membros do casal.

A partir dessas breves considerações sobre a evolução dos modelos de alocações intra-familiares e coletivos, as subseções a seguir formalizam o modelo econômico utilizado neste trabalho.

2.1 MODELO DE RACIONALIDADE COLETIVA PARA OFERTA DE TRABALHO

De acordo com Chiappori *et al.* (2002), dado que a estrutura do modelo de racionalidade coletiva pressupõe que a alocação ótima de Pareto entre a família deriva de um processo de maximização da utilidade individual dos cônjuges, os pressupostos de que as funções de utilidade são estritamente côncavas e que o conjunto orçamentário é convexo asseguram que o conjunto de possibilidades seja estritamente convexo. Dessa

¹¹ Que pressupõe que, quando dois agentes têm funções de utilidade idênticas, a solução tem de fornecer indivíduos ganhos simétricos.

maneira, essas condições permitem afirmar que o problema de escolha familiar pode ser representado pela otimização de uma função de bem-estar social da família, que, no que lhe concerne, representa uma combinação linear das funções de utilidade dos cônjuges, condicionado ao conjunto orçamentário agregado da família.

Assim, considerando que h^i e C^i , para o membro $i = 1, 2$, representem, respectivamente, a oferta de trabalho (com $0 \leq h^1 \leq 1$) e o consumo de um bem composto hicksiano, cujo preço é igual a unidade. No modelo mais geral, a utilidade do membro i depende do consumo e da oferta de trabalho do outro cônjuge.

As preferências de cada um dos membros podem ser representadas pela função de utilidade:

$$U^i(1 - h^1, C^1, 1 - h^2, C^2, Z) \quad (2.1)$$

em que Z é um vetor dos fatores que afetam as preferências, como a idade e a escolaridade dos cônjuges. Além disso, assume-se que w_1, w_2 e y denotam os salários dos cônjuges e o total da renda do não-trabalho da família.

Assim, para quaisquer w_1, w_2, y, Z, s , em que w_1, w_2 e y denotam os salários dos cônjuges e o total da renda do não-trabalho da família, Z denota um vetor de covariadas e s denota o poder de barganha, existe um fator de ponderação $\mu(w_1, w_2, y, Z, s)$ pertencente ao intervalo $[0, 1]$ de tal modo que (h^i, C^i) soluciona a seguinte condição:

$$\max_{h^1, h^2, C^1, C^2} \mu U^1 + (1 - \mu)U^2 \quad (2.2)$$

sujeito a

$$w_1 h^1 + w_2 h^2 + y \geq C^1 + C^2 \quad (2.3)$$

sendo $0 \leq h^i \leq 1, i = 1, 2$.

A função μ é assumida como contínua e diferenciável. A solução depende de todos os parâmetros contidos em μ , ou seja, w_1, w_2, y, Z, s . Ademais, dado que o poder de barganha s aparece somente em μ , uma mudança em s interfere apenas na solução Pareto-ótima.

Uma primeira restrição de maximização é estabelecida em relação à oferta de trabalho, quando existem dois fatores de barganha ou mais, de tal forma que as respostas ao poder de barganha devem ser proporcionais entre os indivíduos. Chiappori *et al.* (2002) provam que¹²:

$$\frac{\frac{\partial h^1}{\partial s_k}}{\frac{\partial h^1}{\partial s_1}} = \frac{\frac{\partial h^2}{\partial s_k}}{\frac{\partial h^2}{\partial s_2}} \quad \forall \quad k = 2, \dots, L \quad (2.4)$$

A expressão (2.4) reflete a igualdade entre as razões dos efeitos marginais de quaisquer dois fatores que capturem o poder de barganha dos cônjuges. Assim, o

¹² Proposição 1 do modelo em Chiappori *et al.* (2002).

comportamento de oferta de trabalho dos indivíduos na família deve satisfazer essa condição, necessária e suficiente.

2.1.1 Modelo restrito

O modelo de racionalidade coletiva geral, apresentado anteriormente, permite verificar o comportamento usual das famílias, sem imposições de restrições ou alterações sobre as preferências individuais. No entanto, de acordo com Chiappori *et al.* (2002), fatores adversos podem afetar o processo de alocação intra-familiar, uma vez que as equações de oferta de trabalho podem derivar de diferentes modelos estruturais acerca das preferências individuais, além de mecanismos intra-familiares que refletem no poder de barganha entre os cônjuges, como o rendimento individual de outras fontes. Segundo Chiappori *et al.* (2002), uma vez que esses mecanismos podem influenciar os resultados econômicos de um domicílio por meio de alterações no equilíbrio de Pareto, foi necessária a adição de novos pressupostos sobre as preferências dos indivíduos, em um modelo que considera que as preferências individuais podem sofrer alterações de acordo com mudanças exógenas nos preços, nos rendimentos do trabalho ou no rendimento de outras fontes.

Segundo Chiappori *et al.* (2002), para descrever um modelo de oferta coletiva que levasse em conta essas questões, foi importante considerar que as preferências dos cônjuges são preferências egoístas¹³. Essa suposição, no que lhe concerne, significa que a utilidade do membro i não depende do consumo ou da renda do membro j , isto é, $i \neq j$.

Considere que as utilidades individuais podem ser descritas da seguinte forma:

$$U^i(1 - h^i, C^i, Z) \quad (2.5)$$

em que U^i é quase-côncavo, estritamente crescente e continuamente diferenciável para $i = 1, 2$.

De acordo com o segundo teorema do bem-estar¹⁴, ao considerar que os indivíduos tenham preferências egoístas, um pressuposto simplificador, mas não necessário, um domicílio com duas pessoas é entendido como uma economia competitiva descentralizada. Isso significa dizer que as preferências do responsável da família não são afetadas pela oferta de trabalho e consumo do cônjuge. Com isso em mente, a equação (2.1) pode ser reescrita considerando-se a existência de uma função $\vartheta(w_1, w_2,$

¹³ Suposição E do modelo em Chiappori *et al.* (2002).

¹⁴ O segundo teorema o bem-estar social diz que desde que as preferências sejam convexas, toda alocação eficiente é uma alocação de equilíbrio para uma redistribuição adequada das dotações iniciais. Para maiores detalhes, ver Mas-Colell *et al.* (1995), capítulo 16.

y, s_1, s_2, Z_1, Z_2), em que cada membro i soluciona o seguinte problema¹⁵:

$$\max_{h^i, C^i} U^i(1 - h^i, C^i, Z) \quad (2.6)$$

sujeito a:

$$w_i h^i + \vartheta^i \geq C^i \quad (2.7)$$

com $0 \leq h^i \leq 1, i = 1, 2$, em que:

$$\vartheta^1 = \vartheta, \quad \vartheta^2 = y - \vartheta \quad (2.8)$$

As expressões (2.6), (2.7) e (2.8) mostram que a tomada de decisão ocorre em um processo de dois estágios, em que, em um primeiro momento, a renda do não-trabalho é alocada entre os membros do domicílio, sujeita a uma regra de compartilhamento ϑ . Em seguida, cada membro decide quantas horas de trabalho ofertará, sujeito a uma função dos próprios salários e à fração da renda do não-trabalho. A função ϑ é conhecida como regra de compartilhamento, e tem esse nome por descrever como a renda do não-trabalho é dividida entre os cônjuges.

2.1.2 Restrições a oferta de trabalho e a regra de compartilhamento

As condições do modelo impõem restrições nas funções de oferta de trabalho. Assim, assumindo que as equações (2.2) e (2.3) do modelo irrestrito são definidas por $h^i(w_h, w_p, y, s_1, s_2, Z_h, Z_p)$, e considerando suas soluções interiores, a decisão Pareto-Eficiente do casal fornece um equilíbrio obtido por meio da solução do seguinte sistema de equações:

$$h^1 = H^1[w_1, \vartheta(w_1, w_2, y, s_1, s_2, Z_1, Z_2)] \quad (2.9)$$

$$h^2 = H^2[w_2, y - \vartheta(w_1, w_2, y, s_1, s_2, Z_1, Z_2)] \quad (2.10)$$

Os termos do lado direito das funções de oferta de trabalho (2.9) e (2.10) representam os salários de cada indivíduo. Esses termos têm derivadas com valor negativo, refletindo um efeito puro de aumento da renda, uma vez que lazer é assumido como bem normal. Isso significa dizer que um aumento de salário para o membro i reduz sua quantidade de horas de trabalho ofertadas, devido a busca por mais lazer. Assim, fatores que aumentam o poder de barganha de um cônjuge reduzem a sua oferta de trabalho e aumentam as horas de trabalho ofertadas pelo outro cônjuge, controlando pelo próprio salário e pelo total da renda não-trabalho do casal.

De acordo com Chiappori *et al.* (2002), as equações de oferta de trabalho em (2.9) e (2.10) permitem a derivação de alguns resultados que são passíveis de teste

¹⁵ Proposição 2 do modelo em Chiappori *et al.* (2002).

empírico e a recuperação das derivadas parciais da regra do compartilhamento. Como as variáveis de renda não laboral, poder de barganha e salário do cônjuge influenciam a decisão de oferta de trabalho de um membro da família apenas via o termo ϑ , torna-se possível obter taxas marginais de substituição entre essas variáveis, duas a duas, em relação à oferta de trabalho de cada um dos cônjuges. Por meio dessas últimas, são recuperadas as derivadas parciais da regra do compartilhamento em relação a w_1 , w_2 , y , s e y , apresentadas em seguida¹⁶.

$$\vartheta w_1 = \frac{\frac{h_{w_2}^2}{h_y^2} \cdot \frac{h_{s_1}^2}{h_y^2}}{\frac{h_{s_2}^1}{h_y^1} - \frac{h_{s_2}^2}{h_y^2}} \quad (2.11)$$

$$\vartheta w_2 = \frac{\frac{h_{w_1}^1}{h_y^1} \cdot \frac{h_{s_1}^2}{h_y^2}}{\frac{h_{s_1}^2}{h_y^2} - \frac{h_{s_1}^1}{h_y^1}} \quad (2.12)$$

$$\vartheta s_j = \frac{\frac{h_{s_j}^1}{h_y^1} \cdot \frac{h_{s_j}^2}{h_y^2}}{\frac{h_{s_1}^2}{h_y^2} - \frac{h_{s_1}^1}{h_y^1}} \quad (2.13)$$

$$\vartheta y = \frac{\frac{h_{s_1}^2}{h_y^2}}{\frac{h_{s_1}^2}{h_y^2} - \frac{h_{s_1}^1}{h_y^1}} \quad (2.14)$$

$$\forall j = 1, 2.$$

As soluções para as regras de compartilhamento de cada fator distributivo são asseguradas somente caso $h_y^1 \cdot h_y^2 \neq 0$, em que h_j^i é a derivada parcial das horas trabalhadas do membro i com respeito a variável j . Além dessas condições, para um dado vetor Z , a regra de compartilhamento é definida a partir da adição de uma função $k(Z)$, dependente dos fatores de Z .

¹⁶ Proposição 3 do modelo em Chiappori (2002).

3 REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA

Para que seja possível compreender a relevância desse trabalho e a área em que está inserido, a presente seção é dividida em duas subseções. A primeira delas busca trazer evidências de como a comunidade formada por lésbicas, gays e bissexuais é estudada na literatura de mercado de trabalho. São expostas evidências sobretudo internacionais, de países que há mais tempo proporcionam ambientes seguros para a população LGB, e preocupam-se há mais tempo em inserir essas pessoas nas pesquisas nacionais. Há, também, as evidências de pesquisas brasileiras que buscaram estudar as relações entre a comunidade LGB e o desenvolvimento econômico e mercado de trabalho.

Na segunda subseção, são expostos alguns dos principais trabalhos que empregam um modelo de racionalidade coletiva, tanto no cenário internacional quanto para o cenário nacional. Novamente são citados trabalhos de diversos países, para diferentes populações e para diferentes finalidades, de modo que nem todos dizem respeito à análise de oferta coletiva de trabalho para casais homo e heteroafetivos. O intuito da revisão é apresentar as metodologias econométricas que vêm sendo utilizadas para estimar modelos de oferta de trabalho, independente da aplicação. Entre os métodos utilizados, estão o modelo de mínimos quadrados ordinários (Oreffice, 2011), *simulated maximum likelihood* (Bloemen 2010), mínimos quadrados em três estágios (Fernandes e Scorzafave, 2008), método dos momentos generalizados (Maciel, 2008; Donni e Moreau, 2007; Chiappori *et al.*, 2002), diferenças e diferenças (Gonçalves e Menezes-Filho, 2015) e entre outros.

Algo que se torna perceptível que se há escassez de trabalhos nacionais dispostos a obterem resultados econômicos sobre a população LGB brasileira, há escassez maior ainda de trabalhos que empreguem modelos de oferta coletiva de trabalho sobre casais homoafetivos brasileiros¹⁷. A partir dessa lacuna, reforça-se o objetivo principal do presente trabalho, que se propõe a verificar como se dá a inserção dos casais homoafetivos no mercado de trabalho brasileiro a partir de um arcabouço de barganha coletiva para oferta de trabalho para os casais de mesmo sexo e de sexos diferentes identificados na amostra da PNADC, no período compreendido entre 2012 a 2020.

¹⁷ As exceções para o primeiro caso são Suliano *et al.* (2021), Jacinto *et al.* (2017), Suliano *et al.* (2016), Corrêa, Irffi e Suliano (2013) e Monsueto e Duarte (2013). Para o segundo caso, a única exceção é Gruppi (2018)

3.1 EVIDÊNCIAS LGB NO MERCADO DE TRABALHO

Uma das pioneiras na área, Badgett (1995) mostrou uma grande e negativa penalidade de rendimentos sofrida por homens gays e um diferencial de rendimentos irrelevante vivido por mulheres lésbicas, frente suas contrapartes heteroafetivas. Esses achados, isto é, a penalidade de ganhos encontrada para gays e a quase equivalência de ganhos entre lésbicas e mulheres heteroafetivas, contradisseram os estereótipos populares na época, que insinuavam que os homoafetivos eram um grupo particularmente rico e de classe social elevada. Essa aparente contradição motivou pesquisadores a investigarem a robustez e os mecanismos por trás das descobertas de Badgett. As pesquisas subsequentes reforçaram a existência de um penalidade de ganhos para gays, mas mostram um prêmio de ganhos robusto para lésbicas (ANTECOL e STEINBERGER, 2013; TILCSIK *et al.*, 2015; BURN e MARTELL, 2020)).

Para reunir algumas evidências exploradas nesta seção, o Quadro 1 indica os modelos utilizados em cada trabalho e em qual o contexto o modelo foi empregado. Esse quadro traz informações sobre os países em que os referidos modelos foram aplicados, para quais anos e utilizando quais bases de dados, em que se percebe que a maioria das evidências são obtidas em países desenvolvidos, com destaque para os Estados Unidos.

Optou-se por iniciar a exposição com o trabalho de Badgett (1995), a pioneira na área. Em seguida, apresentam-se trabalhos que discutem com algumas evidências de Badgett (1995), sobretudo referentes aos salários, à educação e a quantidade de tempo dedicado ao mercado de trabalho, em estudos que continuam analisando os Estados Unidos, como no caso do trabalho pioneiro na área.

Na sequência, são discutidos estudos que, embora tratem de assuntos correlatos (salários, educação e horas dedicadas ao mercado de trabalho), envolvem também resultados por profissões/ocupações e questões envolvendo maternidade e uso do tempo, tanto para os Estados Unidos (Lippa, 2000; Heilman *et al.*, 2004; Heilman e Chen, 2005; Bowles *et al.*, 2007; Jepsen, 2007; Deneshvary *et al.*, 2008; Heilman e Wallen, 2010; Orefice, 2011; Antecol e Steinberger, 2013; Tilcsik *et al.*, 2015; Carpenter e Eppink, 2017; Martell, 2018; Burn e Martell, 2020; Hensen *et al.*, 2020) quanto para a Alemanha (Steffens *et al.*, 2018), Austrália (Baranov *et al.*, 2018) e Canadá (Carpenter, 2008), bem como um painel com mais de 130 países (BADGETT, 2019).

Por fim, os últimos trabalhos apresentados expõem resultados para o Brasil, em cenário de países em desenvolvimento, em que a principal base de dados utilizada é o Censo Demográfico. (RIBEIRO e SILVA, 2009; LONGO, 2011; CASARI, MONSUETO e DUARTE, 2013; CORRÊA, IRFFI e SULIANO, 2013; LENA e HERMET, 2015; SULIANO *et al.*, 2016; JACIENTO *et al.*, 2017; SULIANO *et al.*, 2021).

Quadro 1 - Síntese dos trabalhos que trazem evidências sobre a participação de LGBs no mercado de trabalho

Autor e ano	País e dados	Método	Variável dependente
Badgett, 1995	Estados Unidos, General Social Survey 1989 - 1991	Mínimos quadrados ordinários (OLS)	Orientação sexual e salários
Tilcsik <i>et al.</i> , 2015	Estados Unidos, American Community Survey e Add Health 2008 - 2010	Análise exploratória	Educação
Burn e Martell, 2020	Estados Unidos, Add Health 1994 - 2018	Logit	Oferta de trabalho e salários
Antecol e Steinberger, 2013	Estados Unidos, Censo 2000	Mínimos quadrados ordinários (OLS) e variáveis instrumentais (IV)	Oferta de trabalho
Martell, 2018	Estados Unidos, American Community Survey e Add Health 2013 - 2015	Mínimos quadrados ordinários (OLS)	Salários
Lippa, 2000	Estados Unidos, alunos da California State University, não fala o ano	Análise exploratória	Oferta de trabalho
Oreffice, 2011	Estados Unidos, Censo 2000	Mínimos quadrados ordinários (OLS), correção de Heckmann	Oferta de trabalho e uso do tempo
Steffens <i>et al.</i> , 2018	Alemanha, diversas coortes	Experimentos/ laboratório	Oferta de trabalho
Baranov <i>et al.</i> , 2018	Austrália, Historical Census e Colonial Data Archive 1836 - 1861, The Australian Marriage Law Postal Survey 2017, HILDA 2006 - 2016, Census 2016	Mínimos quadrados ordinários (OLS) e variáveis instrumentais (IV)	Trajétoria participação no mercado de trabalho
Bowles <i>et al.</i> , 2007	Estados Unidos, alunos de diversas universidades, em diversos anos	Experimentos/ laboratório	Ocupações
Heilman <i>et al.</i> , 2004	Estados Unidos, alunos de diversas universidades, em diversos anos	Experimentos/ laboratório	Ocupações
Heilman e Chen, 2005	Estados Unidos	Experimentos/ laboratório	Ocupações
Heilman e Wallen, 2010	Estados Unidos	Experimentos/ laboratório	Ocupações e gênero
Jepsen, 2007	Estados Unidos, Censo 2000	Mínimos quadrados ordinários (OLS)	Oferta de trabalho e gênero

continua

continuação

Autor e ano	País e dados	Método	Variável dependente
Carpenter, 2008	Canadá, Canadian Community Health Survey 2004 - 2005	Mínimos quadrados ordinários (OLS)	Oferta de trabalho
Carpenter e Eppink, 2017	Estados Unidos, National Health Interview Survey 2013 - 2015	Probit	Oferta de trabalho e salários
Daneshvary <i>et al.</i> , 2008	Estados Unidos, Censo 2000	Modelos de probabilidade e decomposição de Oaxaca	Oferta de trabalho e escolaridade
Hensen <i>et al.</i> , 2020	Estados Unidos, American Community Survey e March Annual Socio-Economic Supplement of the Current Population Survey 2003 - 2015	Diferenças em diferenças (DiD)	Casamento gay e oferta de trabalho
Badgett, 2019	132 países, 1966 - 2011	Índice próprio e variáveis instrumentais (IV)	Homofobia e desenvolvimento econômico
Suliano <i>et al.</i> , 2021	Brasil, PNS 2013	Mínimos quadrados ordinários (OLS), correção de Heckmann	Oferta de trabalho e salários
Jacinto <i>et al.</i> , 2017	Brasil, Censo 2010	Tobit	Horas de trabalho e salários
Suliano <i>et al.</i> , 2016	Brasil, Censo 2010	Mínimos quadrados ordinários (OLS)	Oferta de trabalho e salários
Corrêa, Irffi e Suliano, 2013	Brasil, Censo 2010	Regressão quantílica, correção de Heckmann	Oferta de trabalho
Casari, Monsueto e Duarte, 2013	Brasil, Censo 2010	Regressão quantílica	Salários
Lena e Hermeto, 2015	Brasil, Censo 2010	Iterative Proportional Fitting (IPF) e análise descritiva	Mercado de casamentos
Longo, 2011	Brasil, Censo 1980, 1991 e 2000	Iterative Proportional Fitting (IPF) e análise descritiva	Seletividade marital
Ribeiro e Silva, 2009	Brasil, Censo 1960, 1980 e 2000	Modelos de log-linear e análise descritiva	Seletividade marital

Fonte: elaboração própria. (2021)

De acordo com Tilcsik *et al.* (2015), trabalhadores homoafetivos são mais propensos a trabalharem em ocupações que lhes permitam ter uma vida de maior liberdade relativamente a sua orientação sexual, muitas vezes selecionando cursos universitários que levam a essas carreiras, principalmente em profissões que apresentam retornos salariais elevados (BURN e MARTELL, 2020). No entanto, essas evidências sugerem que gays e lésbicas têm ocupações diferentes.

Nesse sentido, Antecol e Steinberger (2013), mulheres lésbicas são mais propensas a trabalharem em ocupações dominadas por homens heteroafetivos, relativamente a suas contrapartes heteroafetivos. Os autores sugerem que esses resultados possam ser indícios de que a preferência por ocupações dominadas por homens hetero tem grande fator explicativo sobre o prêmio salarial lésbico. Esse estudo também revelou que, em contrapartida, homens gays são menos propensos a preferirem profissões dominadas por homens heteroafetivos, parecendo ser indiferentes a qual profissão exercer. Nesse mesmo caminho, Martell (2018) mostrou que gays preferem profissões em que podem disfarçar sua orientação sexual, pois a escolha por ocupações que apresentem essa característica tende a diminuir a penalidade que experimentam em seus rendimentos.

Esses indícios dialogam com Lippa (2000), que descortinou como as minorias sexuais seguem menos as normas de gênero relativamente a heteroafetivos, e com Steffens *et al.* (2018), que denunciou como empregadores veem gays como um grupo menos conformado com seu sexo de nascimento relativamente a homens heteroafetivos. Burn e Martell (2020) sugeriram que parte da preferência de gays por ocupações que possam disfarçar sua orientação sexual (Martell, 2018) pode ser explicada pelo fato de que, por algum motivo não explicado, indivíduos não conformados com o seu sexo de nascimento são duramente penalizados no mercado de trabalho, tanto em participação quanto em rendimentos.

De acordo com Baranov *et al.* (2018), esses resultados são indicativos de como a identidade de gênero de gays e lésbicas está associada à forma como os outros percebem gays como femininos e lésbicas como masculinas. De fato, evidências de experimentos de laboratório revelam que, em ambientes de trabalho, os homens heteroafetivos, que são os indivíduos mais prováveis de ocuparem cargos de chefia e/ou supervisão, preferem contratar mulheres, principalmente mulheres lésbicas, que se conformam às normas femininas tradicionais, e tendem a penalizar mulheres que violam essas normas tradicionais de gênero, com penalizações ainda maiores quando, além de não agir de acordo com as normas tradicionais femininas, as mulheres são lésbicas que se agem e se apresentam de maneira tradicionalmente masculina (BOWLES *et al.* 2007; HEILMAN *et al.* 2004; HEILMAN e CHEN 2005; HEILMAN e WALLEN 2010).

No que diz respeito a explicações para o prêmio de rendimentos para lésbicas, Orefice (2011) sugere que sua existência deriva, sobretudo, do fato que este grupo apresenta menor probabilidade de enfrentar uma divisão sexual do trabalho tão nociva quanto a experimentada por mulheres heteroafetivas. Nesse sentido, Jepsen (2007) mostrou que o prêmio salarial de lésbicas existe mesmo quando aplicado controle sobre paternidade, e também quando a parceira da mulher responsável pelo domicílio decide participar do mercado laboral. Por outro lado, Carpenter (2008) mostrou que a ausência

de crianças em famílias homoafetivos pode servir como incentivo para que ambos os cônjuges participem do mercado de trabalho em tempo integral, uma vez que diminui a demanda por especialização nas famílias e aumenta os retornos à especialização de mercado (CARPENTER e EPPINK, 2017).

Com efeito, Burn e Martell (2020) refletem sobre o grau de incidência da divisão sexual do trabalho no casal, e mostram que este é significativo e influencia a participação dos cônjuges no mercado de trabalho. Segundo os autores, dado o menor grau da divisão sexual do trabalho entre casais do mesmo sexo, ambos os indivíduos tendem a apresentar uma maior oferta de trabalho relativamente a indivíduos que integram um casal heteroafetivo.

Outro achado de Burn e Martell (2020) é que, devido ao menor grau de divisão sexual do trabalho recair sobre casais formados por lésbicas, estas são mais prováveis de participarem do mercado laboral e receberem maiores salários relativamente a seus homólogos heteroafetivos. No ponto de vista dos autores, essas características atuam gerando incentivos que podem elevar ainda mais a dedicação de lésbicas ao trabalho, o que corrobora com as evidências de Oreffice (2011), mas contrapõe o que fora mostrado anteriormente por Jepsen (2007).

Na sequência, porém ainda buscando compreender os retornos salariais de mulheres lésbicas, Daneshvary *et al.* (2008) e Hensen *et al.* (2020) mostraram que investimentos em capital humano realizados antes de constituição familiar entre lésbicas podem não explicar totalmente o prêmio salarial que recai sobre o grupo, no sentido de que investimentos em educação podem não explicar totalmente os retornos salariais futuros para esse grupo específico, que, para os autores, derivariam sobretudo de maiores quantidades de horas dedicadas por lésbicas ao mercado de trabalho.

No entanto, nesse ponto, há autores, como Antecol *et al.* (2013), que divergem, dando maior importância nos investimentos em capital humano, sobretudo em educação, como fatores que explicam os maiores retornos salariais recebidos por mulheres lésbicas. Segundo Antecol *et al.* (2013), as diferenças nos níveis de escolaridade explicam grande parte das vantagens salariais que recebem as mulheres lésbicas frente a suas homólogas heteroafetivas. Porém, é oportuno pontuar que, de acordo com Badgett (2001; 2019), o fato de ter curso superior completo eleva a disposição e motivação do indivíduo em revelar sua verdadeira orientação sexual.

Com relação a pesquisas brasileiras que se esforçaram em obter resultados individuais para a amostra de LGBs, Suliano *et al.* (2021), que buscam analisar os diferenciais salariais baseados na orientação sexual no Brasil. Os autores utilizam dados da PNS de 2013 e não encontraram diferenças significativas nos salários de gays e homens heteroafetivos em todos os modelos estimados. No entanto, mostram resultados diferentes para lésbicas e mulheres heteroafetivas, com ganhos salariais

totais em torno de 22,5% a mais para o primeiro grupo. Por fim, os autores ressaltam que parte dos resultados não estão de acordo com estudos nacionais, embora concordem com uma ampla gama de resultados da literatura internacional.

As demais evidências extraídas para o Brasil, até então, empregam os dados do Censo Demográfico de 2010 do IBGE. É o caso de Jacinto *et al.* (2017), que buscaram identificar como o estigma da homossexualidade afeta a oferta de trabalho de homens gays e mulheres lésbicas. Esses autores estimaram a decisão individual de participar do mercado de trabalho e o total de horas ofertadas a partir de um modelo que incluiu as características produtivas, assim como a orientação sexual dos indivíduos. Os principais resultados encontrados mostraram que gays ofertam menos horas de trabalho relativamente a homens heteroafetivos. Além disso, para as mulheres, o fato de ser homoafetivo está associado com uma maior quantidade de horas de trabalho ofertadas frente às mulheres heteroafetivas.

Nesse mesmo sentido, Suliano *et al.* (2016) estimaram o logaritmo do salário do trabalho principal em função de características produtivas. Os autores utilizaram uma dummy para identificar a orientação sexual, elencando heteroafetivos como grupo de controle, e controlaram os resultados pelas variáveis de condição da ocupação e ramo de atividade. Seus resultados mostram que homens gays têm bônus de renda, mas esse resultado não se manteve após a correção de Heckman. Para as mulheres, os resultados mostraram que lésbicas ganham, em média, mais que suas contrapartes heteroafetivas, mesmo quando controlados pelas características ocupacionais e corrigido pelo viés de seleção, o que, novamente, segue na direção da literatura nacional e internacional.

Com relação ao salário de gays, alguns trabalhos apresentam evidência contrária à literatura internacional e aos trabalhos de Suliano *et al.* (2021) e Jacinto *et al.* (2017). Exemplo disso são os resultados apresentados por Corrêa, Irffi e Suliano (2013), que utilizaram dados de cônjuges de apenas três estados brasileiros¹⁸ e encontraram prêmios salariais de até 40% a mais para gays relativamente a homens heteroafetivos. Nesse trabalho, os resultados para as mulheres vão de encontro do que indica a literatura internacional, com ganhos de até 19% a favor das lésbicas. Há também Casari, Monsueto e Duarte (2013), que revelaram efeitos positivos tanto para gays quanto para lésbicas na região metropolitana de São Paulo.

Esses resultados divergentes e conflitantes podem ser produto de alguns fatores. Como exposto por Badgett (2009), ao trabalhar com bases de dados que apenas permitem a inferência quanto à orientação sexual dos indivíduos, é necessário considerar uma elevada subnotificação de indivíduos homoafetivos e considerável distorção dos resultados encontrados. Isso significa dizer que um dos motivos dos

¹⁸ A saber: São Paulo, Rio de Janeiro e Ceará.

resultados opostos pode ser devido à dificuldade na obtenção de dados fidedignos com relação à orientação sexual de homens gays¹⁹.

Outros fatores que podem explicar esses resultados são as diferentes bases de dados empregadas e metodologias econométricas utilizadas. Além disso, há de se considerar o fato de os trabalhos que encontraram prêmio salarial relacionado a orientação fizeram um recorte específico de região e características urbanas/geográficas, enquanto os trabalhos que encontraram evidências opostas utilizaram dados sobre todo o território brasileiro. Isso tem implicações importantes, haja vista as grandes diferenças regionais características do Brasil.

Enquanto estados como São Paulo, Rio de Janeiro e Ceará tendem a aumentar a média de salários de homens gays, indicando uma maior valorização e abertura à diversidade, outros estados não considerados por Corrêa, Irffi e Suliano (2013) podem não ser tão abertos quanto, reduzindo a média salarial de homens homoafetivos, como mostrado com Suliano *et al.* (2021) e Jacinto *et al.* (2017). Outra característica relevante foi a controlada por Casari, Monsueto e Duarte (2013), isto é, a amostra desses autores era composta somente por indivíduos que residiam na região metropolitana da cidade de São Paulo, ou seja, indivíduos que, necessariamente, residiam em perímetro urbano, ao lado da maior metrópole do país. Isso significa dizer que gays residentes em outros perímetros urbanos ou em áreas rurais podem não colher os mesmos benefícios econômicos que recebem os gays que compuseram as amostras de dados utilizados nesses trabalhos.

Com relação a atributos pessoais dos cônjuges homo e heteroafetivos, Lena e Hermeto (2015) revelaram que tanto indivíduos homoafetivos quanto indivíduos heteroafetivos possuem inclinações a buscar características similares em seus parceiros. As autoras mostraram que as maiores barreiras educacionais ocorrem em uniões entre casais heteroafetivos em que um cônjuge é branco e outro é preto, o que não se repetiu para indivíduos homoafetivos, sugerindo que, para o último grupo, a escolaridade não parece ser uma barreira para a união conjugal, uma vez superada a barreira da cor/etnia. Esse estudo também mostrou que a idade é uma característica relevante na escolha do cônjuge em casais de mesmo sexo, enquanto para casais de sexo oposto, esta é uma característica complementar.

Outros exemplos de trabalhos como este são Longo (2011) e Ribeiro e Silva (2009). Esses estudos encontraram, como principais resultados, que fatores como idade, classe social, escolaridade e cor/etnia são, recorrentemente, barreiras existentes entre os cônjuges. No entanto, com o passar do tempo, as tendências de associação entre indivíduos de mesma cor e mesma escolaridade foram diminuindo, ao passo em

¹⁹ Essa será uma das limitações do presente trabalho, pois os dados do Brasil permitem apenas a inferência indireta da orientação sexual dos respondentes.

que a barreira educacional mostrou-se ainda relevante.

Por fim, é preciso reiterar que grande parte dos estudos brasileiros que se dedicaram à população LGB foram elaborados a partir de bases de dados que fazem identificação indireta da orientação sexual dos indivíduos. Espera-se que pesquisas futuras realizem perguntas diretas sobre a orientação sexual de seus respondentes, a fim de que se possam realizar estudos e entendimentos mais apurados sobre a realidade e as necessidades dos membros da comunidade LGBT+.

3.2 EVIDÊNCIAS PARA MODELOS DE OFERTA COLETIVA

Os resultados obtidos por meio da estimação de um modelo de racionalidade coletiva são importantes para auxiliar na compreensão da complexidade das famílias, tanto das tradicionais (heteroafetivas) quanto das não-tradicionais (não-heteroafetivas). O Quadro 2 resume informações contextuais de algumas aplicações desse modelo.

Quadro 2 - Síntese dos trabalhos que testam modelos coletivos para oferta de trabalho

Autor e ano	País e dados	Método	Fatores distributivos
Bloemen, 2010	Holanda, Socio-economic Panel 1990 - 2001	Simulated maximum likelihood	Sem fatores distributivos
Donni e Moreau, 2007	França, Panel INSEE 1994	Método dos momentos generalizados (GMM)	Renda do não-trabalho e renda não salarial da esposa
Blundell <i>et al.</i> , 2007	Reino Unido, Family Expenditure Survey 1978 - 1993	Diferentes equações para homens e mulheres, sem método econométrico definido	Sem fatores distributivos
Rendy e Sofer, 2010	Egito, Egyptian Labor Market and Panel Survey 2006	Método dos momentos generalizados (GMM) e simulated maximum likelihood	Diferença de idade
Gruppi, 2018	Brasil, Censo 2010	Tobit, heckit	Diferença de idade e renda do não trabalho
Silva e Cunha, 2020	Brasil, PME 2002 - 2015	Seemingly unrelated regression (SUR)	Diferença de idade
Gonçalves e Menezes-Filho, 2015	Brasil, PNAD 2012 - 2015	Probit e modelo de diferenças em diferenças (DiD)	Diferença de escolaridade
Fernandes e Scrozafave, 2008	Brasil, PNAD 2003 - 2007	Mínimos quadrados em 3 estágios (3LSL)	Diferença de idade
Maciel, 2008	Brasil, PNAD 2004	Método dos momentos generalizados (GMM)	Diferença de escolaridade

Fonte: elaboração própria. (2021)

Com base nesse Quadro, que traz informações sobre autores e ano, países e bases de dados e métodos utilizados, é possível perceber a aplicação do arcabouço de oferta coletiva em diversos cenários, seja em países desenvolvidos (Holanda, França, Reino Unido) ou em países em desenvolvimento (Egito, Brasil). Além disso, com

exceção de Gruppi (2018), os demais trabalhos aplicam esse arcabouço teórico para análises de casais heteroafetivos, tanto no Brasil quanto no exterior.

Com relação aos métodos econométricos, foi possível perceber certa preponderância do método dos momentos generalizados (GMM) em estudos internacionais, algo que não se repete ao observar os trabalhos nacionais que utilizam a teoria de oferta coletiva. Para o cenário brasileiro, foram utilizados dados sobretudo da PNAD, porém em modelos que vão desde probit e diferenças em diferenças ao mínimos quadrados em 3 estágios.

De acordo com Rendy e Sofer (2010), que empregaram um modelo GMM para bases de dados do Egito, com intuito de observar a dinâmica da participação no mercado de trabalho das mulheres em relacionamentos afetivos com homens, em um primeiro momento, os modelos de racionalidade coletiva foram aplicados apenas em situações em que havia oferta de quantidade positiva de horas de trabalho, concentrando-se apenas em estruturas familiares tradicionais em que ambos os cônjuges participavam do mercado de trabalho.

A exemplo disso, Bloemen (2010) estimou a oferta de trabalho coletiva para casais heteroafetivos holandeses, no período compreendido entre 1990 e 2002. Nesse estudo, os indivíduos foram separados por *status* marital, em grupos divididos entre casamento civil e união estável. A princípio, os homens em casamento civil apresentaram maior poder de barganha relativamente ao que se encontraram em união estável. Também fruto dessa pesquisa foi a evidência de que, quando o salário das mulheres sofria algum aumento, os maridos respondiam ofertando mais horas de trabalho²⁰. Por fim, foi evidenciado um efeito negativo para a renda do não-trabalho, tanto para os maridos quanto para as esposas, indicando que o lazer era um bem comum para homens e mulheres, independente do *status* marital.

Outro expoente da aplicação do modelo de racionalidade coletiva é Donni e Moreau (2007), que estimaram a oferta de trabalho coletiva de casais franceses. Nessa aplicação, o modelo respondeu, afirmativamente, que a decisão de oferta de trabalho das esposas é determinada endogenamente às decisões intradomiciliares. Os resultados também demonstraram que a oferta de trabalho dos maridos foi determinada de maneira exógena pelo mercado de trabalho, ou seja, a quantidade de horas de trabalho ofertada pelos maridos demonstrou ser rígida. Isso significa dizer que, no contexto dos casais heteroafetivos franceses, a participação no mercado de trabalho dos maridos era mais estável que a das esposas, pois estas estavam sujeitas a uma barreira familiar que não limitava a oferta de trabalho dos homens.

²⁰ Segundo o autor, este fato deve-se, em grande parte, ao efeito “*threat point*”, em que, ao receber um salário ou salário maior, a esposa eleva seu poder de barganha, estando mais disposta a romper o casamento, uma vez que, com o aumento de renda, torna-se menos dependente da renda do marido.

Com novas aplicações, surgiram extensões do modelo original de Chiappori (1992), como a apresentada por Blundell *et al.* (2007). Esses autores deram um passo importante no desenvolvimento da teoria de oferta coletiva de trabalho, pois incluíram a não-participação no mercado de trabalho no modelo original. Essa inclusão foi um marco, pois corrigiu um problema de viés de seleção gerado por alguns pressupostos do modelo original, que recaíam principalmente sobre as mulheres.

Empregando o modelo de oferta coletiva com a extensão de não-participação no mercado de trabalho, Rendy e Sofer (2010) buscaram analisar a participação das mulheres na força de trabalho no Egito. Essa análise foi possível devido à ampliação das possibilidades do modelo original, pois conforme as autoras, na época que a pesquisa foi feita, mais de 70% das mulheres egípcias casadas não participava do mercado de trabalho formal, encarregadas das tarefas da casa e cuidado dos filhos. Os resultados desse estudo trouxeram consideráveis implicações políticas, dado que evidenciaram que as mulheres egípcias casadas apresentavam baixo poder de barganha no casamento, o que as impedia de ofertar uma quantidade positiva de horas no mercado de trabalho, realimentando sua dependência financeira em relação aos maridos.

Para o cenário brasileiro, há o trabalho de Gruppi (2018), pioneiro em relação a análises da escolha coletiva sobre oferta de trabalho de casais homoafetivos. Em seu trabalho, o autor empregou a abordagem dos modelos coletivos para casais em que ao menos um dos membros ofertava uma quantidade positiva de horas no mercado de trabalho. A base de dados utilizada foi o Censo Demográfico de 2010. Os principais resultados mostram que, em alguns grupos, como naqueles formados por casais heteroafetivos e por casais de lésbicas sem filhos, em que chefe e cônjuge conjunta e simultaneamente ofertam horas de trabalho, a diferença de idade foi um fator que reduziu o poder de barganha do responsável pelo domicílio e elevou o do cônjuge, indicando que cônjuges relativamente mais jovens têm maior poder de barganha frente a chefes mais velhas. O contrário foi encontrado para casais gays.

Além disso, quando feita a divisão entre casais com filhos e casais sem filhos, Gruppi (2018) realizou uma comparação de perda/ganho de poder de barganha sobre a oferta de trabalho de acordo com essa característica. Como resultado dessa comparação, foi encontrado uma perda de poder de barganha na amostra de casais com filhos. Conforme o autor, esse resultado indica que a presença de filhos menores de idade no domicílio afeta as decisões sobre oferta de trabalho tanto do responsável pelo domicílio quanto de seu cônjuge. Em outros casos, o poder de barganha foi reduzido somente para mulheres que não são chefes de domicílio, aumentando-se ou mantendo-se constante para chefes de domicílio, tanto para casais heteroafetivos quanto para casais homoafetivos.

Os demais trabalhos que aplicaram modelos de racionalidade coletiva para a análise da oferta de trabalho entre casais brasileiros, fizeram-no somente para casais heteroafetivos. A justificativa para a apresentação dessas evidências, visto que não fornecem informações sobre a população LGB, reside no intuito de compreender o que é possível extrair de pesquisas nacionais que empregam modelos de oferta coletiva, além de relacionar as metodologias que vêm sendo empregadas na literatura nacional em comparação a internacional.

Isso posto, Maciel (2008) foi a pioneira na aplicação de modelos de racionalidade coletiva utilizando dados brasileiros. Essa autora estima o modelo de oferta coletiva de para testar a influência da presença de filhos no poder de barganha dos membros de um casal. A autora empregou microdados da PNAD de 2004 para criar uma amostra de casais sem filhos e outra de casais com filhos, e utilizou como *proxies* do poder de barganha o diferencial de nível educacional e o diferencial de idade entre os cônjuges. Os principais resultados do seu trabalho indicam que o diferencial educacional impactou negativamente as horas de trabalho dos maridos, no entanto, teve efeito inverso nas horas de trabalho das esposas. Já o diferencial de idade, por sua vez, apresentou comportamento contrário, sugerindo que, quanto maior a diferença de idade, maior será o poder de barganha das mulheres. Por fim, a autora encontrou que, para a amostra de casais sem filhos, as mulheres casadas possuem maior poder de barganha relativamente às mulheres que têm filhos.

Fernandes e Scorzafave (2008), que utilizaram microdados da PNAD, no período entre 2003 a 2007, para testar a influência de diferenciais de idade e razão de sexo como fatores distributivos relevantes para a estimação da oferta de trabalho dos cônjuges brasileiros. Os testes empregados pelos autores rejeitaram as hipóteses do modelo unitário de preferência coletiva e renda conjunta, e mostraram que um ano a mais na diferença de idade dos cônjuges reduz a oferta de trabalho da mulher em 0,131 hora/mês, enquanto eleva as horas mensais ofertadas pelo homem em 0,089.

Buscando analisar os efeitos de aumentos do salário mínimo na oferta de trabalho das famílias pobres brasileiras, Gonçalves e Menezes-Filho (2015) empregaram dados da PNADC de 2012 a 2015 em um método de diferenças em diferenças, assumindo o arcabouço dos modelos de racionalidade coletiva. Os resultados permitiram afirmar que, após elevações no salário mínimo, houve queda na participação no mercado de trabalho por adolescentes e expansões de oferta de trabalho tanto por indivíduos responsáveis pelo domicílio quanto pelos seus cônjuges. Os autores também verificaram que a diferença na escolaridade entre chefes de domicílio e seus cônjuges tem efeitos positivos na oferta de trabalho dos cônjuges e diminui a oferta de trabalho dos chefes.

Por fim, há o trabalho de Silva e Cunha (2020), que utilizam um modelo coletivo

para verificar os determinantes da oferta de trabalho dos casais, com objetivo de verificar como sua oferta de trabalho responde a mudanças nas características da família e dos postos de trabalho. A base de dados utilizada foi a PME, no período de 2002 a 2015. Como característica dessa base de dados, foram analisadas 6 regiões metropolitanas brasileiras²¹. Os autores verificaram que a participação feminina no mercado de trabalho tem aumentado ao longo dos anos, mas que parece permanecer a ideia de que a responsabilidade do marido é garantir a manutenção financeira da casa e da família, recaindo sobre a esposa a abdicação de participar do mercado de trabalho, em prol de garantir os cuidados da casa e dos filhos. Conforme os autores, essa hipótese é endossada a partir da observação de que a presença de filhos menores de 14 anos nos domicílios impacta negativamente a quantidade de horas de trabalho ofertada pelas esposas, enquanto apresenta efeito com sinal contrário para os maridos.

Finalizada a revisão de literatura empírica sobre a utilização de modelos de racionalidade coletiva, é possível reunir algumas constatações. Este modelo, seja em sua versão original, seja em versões subsequentes, com novos pressupostos incrementados, é utilizado tanto em países desenvolvidos quanto em países em desenvolvimento, sem perda de qualidade em seus resultados. Percebeu-se que as variáveis utilizadas para compor o poder de barganha geralmente são os diferenciais de idade e escolaridade entre responsável pelo domicílio e seu respectivo cônjuge.

²¹ A saber: Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

4 METODOLOGIA

Para analisar a relação entre a participação no mercado de trabalho com as variáveis selecionadas, o método escolhido foi MQ3E, que, de acordo com Wooldridge (2002), nada mais é do que uma extensão do modelo de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E). Essa escolha é justificada pelo fato de o MQ3E considerar a correlação entre os erros das equações do modelo de oferta coletiva e permitir a estimação conjunta da oferta de trabalho do casal, além de tratar-se de um método recorrentemente utilizado na literatura, como em Fernandes e Scorzafave (2009).

4.1 MODELO DE MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS EM 3 ESTÁGIOS

De acordo com Wooldridge (2002), esse modelo tem como característica não pressupor a homocedasticidade dos erros, ou seja, o modelo segue a hipótese mais geral de que os erros de cada equação sejam heterocedásticos em relação ao tempo.

Assim, no primeiro estágio, são feitas as regressões das formas reduzidas, nas quais uma variável endógena é explicada apenas por variáveis exógenas. No segundo estágio, os valores esperados das variáveis explicativas endógenas são usados na estimação da equação estrutural. Como esse procedimento leva a uma matriz de covariância não-escalar, é empregado o método de mínimos quadrados em dois estágios generalizados (MQ2EG), no qual são aplicados pesos no segundo estágio (Wooldridge, 2002). O vetor de coeficientes será dado por:

$$B_{MQ2EG} = (X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1}Y \quad (4.1)$$

em que X = vetor de variáveis explicativas endógenas e exógenas, Y = vetor da variável dependente, e V^{-1} = matriz de variância estimada usando os resíduos do MQ2E.

No terceiro estágio, é aplicado o método de mínimos quadrados generalizados exequíveis, no qual os erros das estimativas de MQ2E do segundo estágio são utilizados para obter uma estimativa consistente da matriz de variâncias e covariâncias Σ . Assim, os estimadores podem ser expressos como:

$$B_{MQ3E} = (X(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes Z(Z'Z)^{-1}Z')X^{-1})^{-1}X(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes Z(Z'Z)^{-1}Z')Y \quad (4.2)$$

em que Z é o vetor de variáveis explicativas apenas exógenas.

4.1.1 Especificação funcional das equações de oferta de trabalho

Para que se utilize as mesmas especificações propostas por Chiappori et al. (2002), as formas funcionais das equações de oferta de trabalho do cônjuge e

responsável pelo domicílio adotadas neste trabalho (equações 2.9 e 2.10) são dadas por:

$$h^1(w_1, w_2, y, s^1, s_2, Z) = \rho_0 + \rho_1 \cdot \log(w_1) + \rho_2 \cdot (w_2) + \\ + \rho_3 \cdot y + \rho_4 \cdot \log(w_1) \cdot \log(w_2) + \rho_5 \cdot s_1 + \rho_6 \cdot s_2 + \rho_7^I \cdot Z \quad (4.3)$$

$$h^2(w_1, w_2, y, s^1, s_2, Z) = \zeta_0 + \zeta_1 \cdot \log(w_1) + \zeta_2 \cdot (w_2) + \\ + \zeta_3 \cdot y + \zeta_4 \cdot \log(w_1) \cdot \log(w_2) + \zeta_5 \cdot s_1 + \zeta_6 \cdot s_2 + \zeta_7^I \cdot Z \quad (4.4)$$

em que w_n denotam os salários dos cônjuges, y refere-se ao total da renda do não trabalho, Z diz respeito às variáveis explicativas (Quadro 4), e s_n corresponde aos fatores de barganha (diferencial de idade e escolaridade entre os cônjuges).

Ao aplicar a condição de igualdade referente à expressão (2.4) nas equações de oferta de trabalho (4.3) e (4.4), obtém-se a restrição, em termos dos parâmetros dessas equações, que deve ser satisfeita caso o comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges seja compatível com o modelo de racionalidade coletiva geral, descrita a seguir:

$$\frac{\rho_5}{\zeta_5} = \frac{\rho_6}{\zeta_6} \quad (4.5)$$

Por fim, o teste utilizado para verificar a hipótese é o teste de Wald, que, de acordo com Wooldridge (2002), baseia-se na distribuição assintótica normal dos estimadores de máxima verossimilhança dos parâmetros do modelo.

5 DADOS

Como exposto na Seção 4, a participação da população LGB no mercado de trabalho brasileiro será analisada por meio do método econométrico MQO3E, que permitirá a análise do efeito das características individuais e familiares na probabilidade de participar do mercado de trabalho. Devido à reduzida amostra da população LGB na PNADC, e para que o modelo tenha êxito em sua aplicação, serão utilizados microdados trimestrais da PNADC, no período compreendido entre 2012 e 2020.

Como debatido na Seção 2, a versão do modelo de racionalidade coletiva apresentado nesse trabalho é direcionado somente a dois tomadores de decisão. Dessa forma, para corresponder com os pressupostos da teoria dos modelos de oferta coletiva assumidos na segunda seção do trabalho, serão selecionados domicílios em que apenas uma família habita.

Além disso, serão considerados casais em que ambos os membros possuem idade entre 18 e 65 anos. O corte inferior é imprescindível, dado que casais formados por indivíduos com menos de 18 anos é configurado como casamento infantil. O corte superior, no que lhe concerne, é necessário para que se evite o viés causado pelo fato de que casais com mais de 65 anos têm maiores probabilidades de estarem aposentados, portanto, não estarem ofertando horas de trabalho.

Com relação ao mercado de trabalho, são selecionados todos os casais, inclusive aqueles em que um dos cônjuges declararam ofertar zero horas de trabalho.

Finalmente, serão cortados da amostra os casais com filhos no domicílio. Esse corte é justificado pelo fato de que, como enfatizado por Gruppi (2018), o número de casais homoafetivos que têm filhos residindo no mesmo domicílio é muito pequeno frente ao número de casais heteroafetivos na mesma condição. Dessa maneira, a retirada de casais com filhos é explicada pela intenção de tornar os grupos de análise o mais parecidos possível.

Dessa maneira, o Quadro 3 expõe o número de observações para casais homo e heteroafetivos nas bases de dados de 2012 a 2020. Na primeira coluna tem-se o ano de referência; nas segunda e terceira colunas, têm-se respectivamente, o número de observações de casais homoafetivos e o número de observações expandidas pelo peso amostral, isto é, o quanto o número de observações na amostra representa da população total. Nas quarta e quinta colunas, são as mesmas informações, mas para casais heteroafetivos. Por fim, a sexta coluna mostra o número total de observações.

Em todos os anos da análise, a proporção de casais homoafetivos sempre foi maior que 0,30%, proporção estimada de casais homoafetivos no Censo Demográfico

Quadro 3 - Número de observações e amostra expandida, PNADC 1ºT 2012 - 2020

Ano	Casais homoafetivos		Casais heteroafetivos	
	Número obs	Amostra expandida	Número obs	Amostra expandida
2012	101	63.075	19.921	7.157.254
2013	140	58.270	19.746	7.259.086
2014	126	68.984	20.756	7.444.045
2015	192	67.035	20.636	7.474.818
2016	226	113.426	21.091	7.745.200
2017	292	136.449	20.963	7.851.331
2018	258	148.106	21.330	8.016.943
2019	292	139.435	21.313	8.227.694
2020	282	251.304	20.011	10.938.853

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

de 2010²², base de dados utilizada na maioria dos trabalhos que se debruçaram a estudar a população LGB no Brasil. A título de conhecimento, em 2012, a proporção de casais autodeclarados homoafetivos na PNADC, feitos os cortes acima expostos, foi de 0,34%. Em 2019, por sua vez, ano em que se observa a maior quantidade de observações de indivíduos com essa característica, essa proporção foi de 0,84%.

Dessa maneira, o quadro mostra que a tendência de observações de casais declarados como homoafetivos está aumentando com o passar dos anos. No entanto, não é possível afirmar, apenas com as informações disponíveis nos bancos de dados do IBGE, se esse aumento de observações ocorre porque a comunidade LGB de fato vem aumentando com o tempo ou se porque os membros da comunidade LGB sentem-se cada vez mais seguros para declarar sua orientação sexual para órgãos do governo. Não é descartada a possibilidade de que ambas as hipóteses ocorram ao mesmo tempo.

Por fim, com intuito de apresentar de forma transparente como ocorreu a elaboração do estudo empírico, a presente seção foi dividida em duas subseções. Na primeira, é abordada a estratégia de identificação de indivíduos homoafetivos nas bases de dados do IBGE. Até o momento, essa estratégia é pertinente de aplicação no Censo, na PNADC e na PNS.

O procedimento para identificação de indivíduos hetero e homoafetivos consiste em um primeiro momento, identificar as pessoas que residem com cônjuges. Em seguida, verifica-se se este enquadra-se na situação de “cônjuge de sexo oposto” ou “cônjuge do mesmo sexo”. Na ocorrência do primeiro caso, é possível inferir a existência de um casal formado por indivíduos heteroafetivos. Na ocorrência do segundo caso, é possível inferir a existência de relação homoafetiva.

Por fim, faz-se a identificação do sexo dos indivíduos, com interesse em determinar o gênero pertinente aos indivíduos heteroafetivos. Processo similar é aplicado para indivíduos homoafetivos.

²² De acordo com Gruppi (2018).

Vale ressaltar que, dos respondentes à condição “cônjuge do mesmo sexo”, é possível coletar apenas a informação referente à relação conjugal da época, e não propriamente a orientação sexual dos indivíduos, uma vez que a PNADC não faz referência à orientação sexual de seus respondentes, permitindo apenas inferir a presença de gays, lésbicas e bissexuais quando se encontram em situações de coabitação com cônjuges e chefes de domicílio do mesmo sexo. Essa característica da PNADC pode interferir nos resultados, conforme destacado na seção 1, mas espere-se que essa interferência, quando existir, não gere grandes distorções nas análises.

Por fim, é necessário enfatizar que, de acordo com Badgett (2009), toda base de dados está sujeita a sofrer subnotificação quando se busca pela identificação da orientação sexual em uma amostra de indivíduos. Essa condição deve-se sobretudo ao estigma da homossexualidade, que leva LGBs a omitirem ou mentirem sobre sua orientação sexual em entrevistas para órgãos do governo, com fins de evitar represálias. Segundo essa autora, fatores como a igualdade de direitos civis e a criminalização da homofobia são fundamentais para que esses indivíduos sintam-se seguros para anunciar sua orientação sexual livremente.

5.1 VARIÁVEIS EXPLICATIVAS

As revisões de literatura teórica e empírica permitiram elencar alguns fatores relacionados à participação e permanência de indivíduos LGB no mercado de trabalho. Assim, o Quadro 4 exhibe as características escolhidas para serem utilizadas no modelo.

Além da variável dependente, isto é, a quantidade ofertada de horas semanais, serão analisadas variáveis pessoais, como a orientação sexual e gênero. Ademais, quanto às variáveis sociodemográficas, foram escolhidas variáveis que identificam a cor e idade dos indivíduos, bem como variáveis que revelam a condição e localização do domicílio dos casais. São consideradas, por fim, variáveis educacionais, como grau de escolaridade e anos de estudo. O poder de barganha será analisado a partir dos diferenciais de idade e escolaridade entre os indivíduos.

Considerando todas as dificuldades passadas e presentes para o estudo da população LGB no Brasil, é razoável acreditar que a participação no mercado de trabalho sofra interferências de variáveis que estão além das selecionadas nesse trabalho e também de variáveis utilizadas em outros estudos, seja por limitações da base de dados, seja por fatores não observados. Contudo, espera-se que essas interferências não influenciem ou invalidem os resultados encontrados para as variáveis selecionadas.

Quadro 4 - Descrição das variáveis explicativas

Variável	Descrição
Ano	Controle referente ao ano, tendo como referência 2012
UF	Controle referente a Unidade da Federação, tendo como referência o estado de São Paulo
Responsável	Variável binária que assume valor 1 se o indivíduo é o responsável pelo domicílio e 0 caso contrário
Cônjuge	Variável binária que assume valor 1 se o indivíduo é cônjuge do domicílio e 0 caso contrário
Cor	Cor do indivíduo, tendo como referência a cor branca
Sexo	Sexo do indivíduo, tendo homem como referência
Situação domicílio	Dummy que assume valor 1 se o indivíduo reside em área urbana e 0 caso contrário
Edu	Variável contínua quanto aos anos de estudo
Log_renda_trab_conjuge	Variável contínua quanto a renda do trabalho do cônjuge
Log_renda_trab_responsável	Variável contínua quanto a renda do trabalho do responsável pelo domicílio
Diferencial_idade	Diferencial de idade entre responsável e cônjuge
Diferencial_escolaridade	Diferencial de anos de estudo entre responsável e cônjuge

Fonte: elaboração própria (2022).

5.2 CARACTERÍSTICAS DA BASE DE DADOS

A presente seção descreve a composição das bases de dados de casais homo e heteroafetivos. As tabelas citadas ao longo do texto são encontradas no primeiro Apêndice, ao final do trabalho.

Com relação à média de idade dos indivíduos, foi encontrado que homoafetivos são mais jovens do que heteroafetivos ao longo de todo o período analisado. Para os primeiros, a média de idade foi de 34 anos, enquanto para os segundos, essa média foi 41 anos (Tabela A1). Uma das possíveis explicações para essa disparidade, embora não seja possível verificar diretamente, reside no fato de que, como exposto na introdução, foi somente em 1990 que a homossexualidade deixou de ser considerada doença pela OMS, de modo que a possibilidade - e segurança - em autoidentificar-se e anunciar uma orientação sexual diferente da heterossexual recaia sobre LGB mais jovens, sobretudo daqueles que nasceram após 1990. Em outras palavras, a base de dados pode estar assim composta porque é possível que homoafetivos mais velhos carreguem uma insegurança maior em anunciar sua orientação sexual para órgãos do governo relativamente a indivíduos homoafetivos mais jovens.

Com relação à composição da base de dados segregada por sexo, foi percebido que, em todo o período, a presença de mulheres foi igual ou superior a 50% da amostra. Em 2012, ano de maior prevalência masculina na base de dados, homoafetivos homens chegaram a compor pouco mais de 48,61% do total de casais homoafetivos (Tabela A2). Assim, o que pode ser extraído é que, por motivos não observados, grande parte da amostra de casais LGBs é composta por casais formados por mulheres. Para

heteroafetivos, conforme o esperado, a amostra de casais heteroafetivos é formada por 50% homens e 50% mulheres. Essa composição é óbvia, dado que é considerado como heteroafetivo um casal formado por indivíduos de sexo oposto, é pressuposto essencial que um indivíduo seja do sexo masculino e outro do sexo feminino.

No que diz respeito à cor dos indivíduos, a base de dados foi dividida entre brancos e não-brancos²³. A partir disso, percebeu-se que, no decorrer de todo o período, houve predomínio de indivíduos não-brancos na composição da base de dados de casais heteroafetivos, o que não se repetiu para homoafetivos. Para heteroafetivos, a predominância de não-brancos aumentou de um ano para o outro, em todos os anos. Em 2012, não-brancos eram 56,33% da amostra; em 2020, 62,33% (Tabela A3).

A amostra de homoafetivos, por sua vez, até meados de 2016, foi composta por aproximadamente 51,9% de brancos. A partir de então, revelou-se predomínio de não-brancos, mas em menor proporção relativamente a proporção de não-brancos heteroafetivos.

Quanto à desagregação por situação do domicílio, isto é, se o domicílio em questão estava localizado em área rural ou área urbana, para casais LGBs, residir em áreas urbanas é quase uma condição *sine qua non* para estar - e declarar que está - em um relacionamento homoafetivo, pois ao longo de todo o período, mais de 90% dos indivíduos que estavam numa relação conjugal desta modalidade declararam residir em área urbana. Para indivíduos heteroafetivos, no entanto, a localização do domicílio parece não ter tanta relevância para que um indivíduo declare estar em um relacionamento conjugal com alguém do cônjuge do sexo oposto (Tabela A4).

As características de escolaridade de ambos os grupos, hetero e homoafetivos, foi bastante divergente. Para o primeiro grupo, grande parte dos indivíduos têm apenas ensino fundamental incompleto, com cerca de 35% da mostra. Em seguida, indivíduos com ensino médio completo, 27%, e ensino superior, 12%. Percebe-se que é elevada a presença de indivíduos sem instrução, com cerca de 5% em média (Tabela A5).

Quando a escolaridade é analisada para indivíduos LGBs, percebe-se uma preponderância de indivíduos com o ensino médio completo, cerca de 35,7%, seguido por indivíduos com ensino superior completo, com aproximadamente 31% em todos os anos. Somente em seguida aparecem os indivíduos com ensino fundamental incompleto, cerca de 10% da amostra, seguidos de perto pelo grupo de indivíduos com ensino superior incompleto, aproximadamente 9,2% do total da base de dados para LGBs (Tabela A6).

Para características relacionadas ao mercado de trabalho, pode-se observar, na Tabela 1, que LGBs apresentaram maior participação durante todo o período, seja

²³ A saber: pretos, pardos, amarelos e indígenas.

participação do cônjuge, de cerca de 86,7% ao longo de todo o período, ou do responsável pelo domicílio, grupo que apresentou uma média de participação de 89,2% durante o período. Para heteroafetivos, percebe-se elevada participação de responsáveis pelo domicílio, próximo de 80,9%, e de cerca de 63%, em média, de participação de cônjuges. Isso significa que ambos os indivíduos de casais homoafetivos têm maior presença no mercado de trabalho relativamente a indivíduos de casais heteroafetivos. Revela-se, ainda, que cônjuges heteroafetivos têm substancial participação inferior no mercado de trabalho frente a cônjuges de casais homoafetivos.

Tabela 1 - Trajetória participação no mercado de trabalho, 2012 a 2020

Homoafetivos				
Ano	Participava		Não participava	
	Cônjuge	Responsável	Cônjuge	Responsável
2012	88,89%	88,57%	11,11%	11,43%
2013	85,59%	90,74%	14,41%	9,26%
2014	85,58%	91,09%	14,42%	8,91%
2015	85,29%	86,57%	14,71%	13,43%
2016	87,88%	86,42%	12,12%	13,58%
2017	84,62%	90,67%	15,38%	9,33%
2018	89,11%	87,88%	10,89%	12,12%
2019	89,40%	90,19%	10,60%	9,81%
2020	83,80%	90,65%	16,20%	9,35%

Heteroafetivos				
Ano	Participava		Não participava	
	Cônjuge	Responsável	Cônjuge	Responsável
2012	60,11%	84,62%	39,89%	15,38%
2013	61,01%	83,75%	38,99%	16,25%
2014	61,84%	83,54%	38,16%	16,46%
2015	61,26%	83,44%	38,74%	16,56%
2016	63,13%	82,10%	36,87%	17,90%
2017	65,19%	80,19%	34,81%	19,81%
2018	66,11%	78,60%	33,89%	21,40%
2019	67,58%	77,37%	32,42%	22,63%
2020	65,48%	74,43%	34,52%	25,57%

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

Como exposto na Seção 3, a literatura empírica aponta que diversos fatores podem explicar esses achados. Há certo consenso, no entanto, de que, em casais formados por homoafetivos, ambos os indivíduos tendem a participar do mercado de trabalho, algo que tende a não se repetir em casais compostos por indivíduos heteroafetivos, em que o homem, na posição de chefe do domicílio, tende a ser mais ativo no mercado de trabalho relativamente à mulher, que dedica seu tempo e seus cuidados apenas à casa e aos filhos. Dessa forma, a não participação no mercado de trabalho pode ser mais elevada para indivíduos heteroafetivos devido à abdicação do mercado de trabalho que sofrem as mulheres heteroafetivos.

Quando analisada a trajetória de ocupação no mercado de trabalho, ou seja, quando além de participar da força de trabalho, o indivíduo também esteve ocupado quando a pesquisa foi realizada, pode-se perceber que indivíduos heteroafetivos tive-

ram certa estabilidade em grau elevado ao em quase todo o período analisado, com participação de cerca de 93% durante todo o período (Tabela A7).

No caso de homoafetivos, foi possível perceber um elevado grau de ocupação durante todo o período, mas não é possível observar uma estabilidade nos resultados. A exemplo disso, em 2014, a ocupação de homoafetivos foi de 94,46%, já em 2015, foi a 88,79%, subindo para 91,98% em 2019 e caindo para 86,08% em 2020. Essa instabilidade pode ser causada pela da volatilidade nos dados da própria PNADC, uma vez que, como exposto na introdução dessa seção, o número de observações para indivíduos homoafetivos é baixo e oscilou bastante.

Quanto à trajetória da média da renda do trabalho para casais homo e heteroafetivos, é pertinente que seja lembrado que a PNADC trimestral é uma base de dados cuja característica é ser um painel rotativo. Em casos como esse, a pesquisa acompanha o mesmo indivíduo por algum tempo e depois coloca outro em seu lugar. No caso da PNADC, o mesmo indivíduo é entrevistado por três trimestres, momento em que é substituído. Por esse motivo, é apresentada a média da renda do trabalho no primeiro trimestre de cada ano.

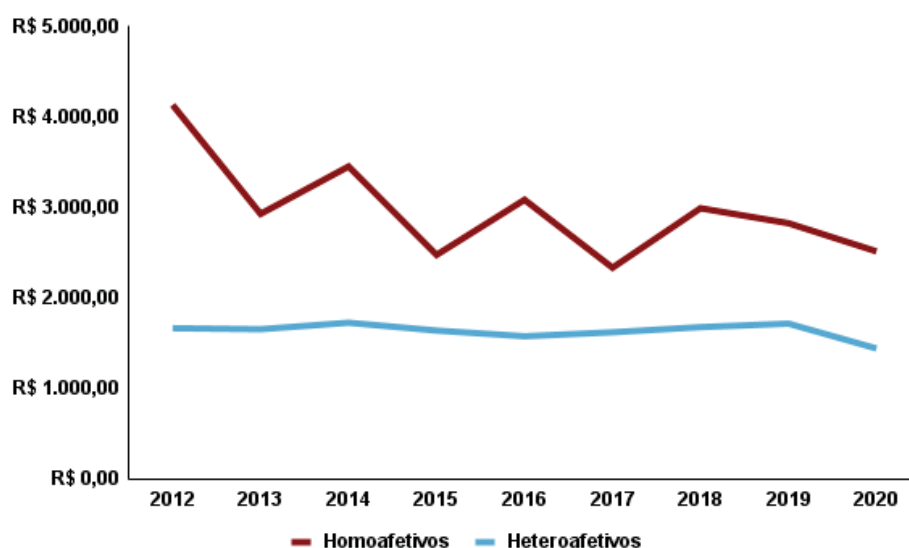
Na Figura 1, é possível perceber que, em todo o período analisado, a média de rendimentos do trabalho de casais homoafetivos foi maior que a média de rendimentos do trabalho de casais heteroafetivos. Para o primeiro grupo, percebe-se que a instabilidade dos dados persiste, ao menos em período considerável da análise, mas isso não impede que seja observado que o salário do grupo formado por homoafetivos é maior que o salário do grupo formado por heteroafetivos. Para o segundo grupo, no entanto, pode-se perceber que a curva é praticamente constante temporalmente, com exceção de pequenos desvios (Tabela A8).

Ainda sobre a média da renda, a Tabela 2 traz informações sobre a média da renda de cônjuges e responsáveis pelo domicílio homo e heteroafetivos. Nessa tabela, pode-se perceber com maiores detalhamentos como a média da renda dos casais é dividida. Nota-se que a média de salários de cônjuges homoafetivos é maior que a média de renda do trabalho de responsáveis heteroafetivos em praticamente todos os anos analisados, com exceção de 2017. Ao longo de todo o período, a maior média de rendimentos do trabalho foi a de responsáveis pelo domicílio homoafetivos, e a menor foi a de cônjuges heteroafetivos.

Há autores, como Jacinto et al. (2017), que justificam o prêmio salarial de LGBs no Brasil devido a quantidade de horas de trabalho ofertadas por esse grupo de indivíduos. A Tabela A9 mostra que cônjuges homoafetivos ofertam uma média de horas de trabalho maior do que a média de horas de trabalho ofertadas por cônjuges heteroafetivos, 31,4 e 22,7 cada, respectivamente. Responsáveis pelo domicílio homoafetivos ofertam em média 33,9 horas de trabalho por semana, frente a uma média

de 32,3 horas semanais ofertadas por responsáveis heteroafetivos. Ambos os cônjuges homoafetivos ofertam quantidades parecidas de horas de trabalho, enquanto, em casais heteroafetivos, o responsável oferta, em média, quase 10 horas a mais de trabalho relativamente a seu cônjuge.

FIGURA 1 – TRAJETÓRIA MÉDIA DA RENDA DO TRABALHO, 2012 A 2020, EM R\$



FONTE: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

Tabela 2 - Trajetória média da renda do trabalho de cônjuge e responsável pelo domicílio, casais homo e heteroafetivos, 1^oT PNADC 2012 a 2020*

Ano	Homoafetivos		Heteroafetivos	
	Cônjuge	Responsável	Cônjuge	Responsável
2012	R\$ 3.323,40	R\$ 4.928,62	R\$ 1.086,00	R\$ 2.234,75
2013	R\$ 2.575,96	R\$ 3.270,16	R\$ 1.117,80	R\$ 2.181,62
2014	R\$ 2.930,72	R\$ 3.962,62	R\$ 1.175,61	R\$ 2.266,88
2015	R\$ 2.238,06	R\$ 2.702,65	R\$ 1.133,75	R\$ 2.135,58
2016	R\$ 2.541,03	R\$ 3.616,89	R\$ 1.163,97	R\$ 1.979,33
2017	R\$ 1.832,05	R\$ 2.825,61	R\$ 1.271,21	R\$ 1.960,52
2018	R\$ 2.783,63	R\$ 3.187,46	R\$ 1.357,24	R\$ 1.988,27
2019	R\$ 2.650,07	R\$ 2.989,87	R\$ 1.433,44	R\$ 1.989,05
2020	R\$ 2.067,75	R\$ 2.950,72	R\$ 1.204,15	R\$ 1.669,81

*Valores corrigidos utilizando o deflator da PNADC.

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

Essas observações podem ajudar na interpretação dos resultados, pois fornecem melhor compreensão dos indivíduos que compõem a amostra, bem como de suas características demográficas. Ter conhecimento dessas informações pode auxiliar a compreender melhor os resultados encontrados, bem como levantar hipóteses para novas sub-amostras e estudos futuros.

6 RESULTADOS

A partir do sistema de equações (4.3) e (4.4), foram estimadas as equações que descrevem o comportamento de oferta de trabalho dos casais hetero e homoafetivos brasileiros. A amostra foi composta por casais em que ambos têm entre 18 e 65 anos e ambos ofertam uma quantidade positiva de horas de trabalho no mercado laboral.

Nessas estimações, as variáveis dependentes foram o número de horas de trabalho ofertadas mensalmente e a renda do trabalho de ambos os cônjuges. As variáveis explicativas, por sua vez, foram a idade, a idade ao quadrado, o grau de escolaridade, o sexo do indivíduo, com controle para mulher, a cor do indivíduo, com controle para brancos, a situação do domicílio, com controle para área urbana, a UF de residência, tomando o estado de São Paulo como referência, o ano da pesquisa, com controle para 2012, o trimestre da entrevista, controlado para o primeiro, o logaritmo da renda do trabalho do cônjuge e o logaritmo da renda do trabalho do responsável pelo domicílio. O poder de barganha, no que lhe concerne, foi obtido por meio do diferencial de idade e do diferencial de escolaridade entre os cônjuges.

Em um primeiro momento, essas equações foram estimadas supondo que todas as variáveis explicativas do sistema fossem exógenas. Estes resultados, a partir de agora chamados de “Modelo 1”, estão apresentados na Tabela 3. Nas primeira e segunda colunas dessa Tabela, os resultados dizem respeito a cônjuge e responsável pelo domicílio em casais heteroafetivos, e nas colunas terceira e quarta, cônjuge e responsável pelo domicílio para casais homoafetivos, respectivamente.

As duas primeiras colunas da Tabela 3 apontam que tanto o diferencial de idade, quanto de escolaridade, foram significativas a 1%, sugerindo que esses dois fatores atuam no sentido de alterar o poder de barganha entre os cônjuges. Nesse modelo, quanto maior a diferença de idade entre cônjuge e responsável pelo domicílio, maior a oferta de trabalho do responsável e menor a oferta de trabalho para o cônjuge. Além disso, quanto maior a diferença de escolaridade entre os cônjuges, maior a oferta de trabalho do cônjuge e menor a oferta de trabalho para o responsável pelo domicílio. Ou seja, nesse modelo, enquanto a maior diferença de idade entre os cônjuges tende a aumentar o gap de horas de trabalho entre um e outro, a escolaridade atua diminuindo esse gap.

No entanto, as estimativas encontradas por meio dessa categoria de modelo estão sujeitas a problemas de viés e inconsistência, no caso de algumas variáveis explicativas serem endógenas. De acordo com Fernandes e Scorzafave (2009), a existência de correlação entre a taxa de salário e o resíduo das equações de oferta

de trabalho deve-se a dois motivos principais. Em primeiro lugar, há a simultaneidade na determinação das decisões de oferta de trabalho e taxas de salário. Em segundo, a própria definição da taxa média de salário por hora, obtida por meio da divisão do total mensal dos rendimentos do trabalho do indivíduo pelo número de horas de trabalho ofertadas no mês. De acordo com Mroz (1987), esta última é a própria variável dependente do sistema de equações, que introduz, nas estimações, uma correlação espúria negativa entre a medida de salário médio e a variável dependente.

Dessa maneira, seguindo o que foi proposto por Mroz (1987) para corrigir esses problemas, são apresentados, nas colunas de quinta a oitava da Tabela 3, os resultados das estimativas do que será chamado de “Modelo 2”, uma nova estimacão que considera endógenas as taxas de salário/hora dos cônjuges. Assim, nas quinta e sexta colunas da Tabela 3, são apresentados os resultados das estimacões das equações (4.3) e (4.4) para heteroafetivos, e nas colunas 7 e 8, os resultados das novas estimacões para homoafetivos. As variáveis dependentes e explicativas foram as mesmas empregadas no Modelo 1, mas, desta vez, são consideradas endógenas as taxas de salário dos cônjuges.

Ao comparar os resultados do modelo 1 com os resultados do modelo 2, pode-se perceber algumas diferenças. Enquanto para variáveis pessoais, como idade e idade ao quadrado, sociodemográficas, como ser mulher e ser da cor branca, e para variáveis de educação, como o grau mais elevado de escolaridade, os resultados diferiram apenas em magnitude, isto é, em maior ou maior efeito. No caso de variáveis referentes a situação do domicílio e ao mercado de trabalho, os resultados diferem também em sentido, tanto para heteros quanto para homoafetivos.

Nesse ponto, há que se observar que, enquanto para heteroafetivos, tanto no modelo 1 quanto no modelo 2, grande parte dos resultados foi significativa a 1% de confiança, para homoafetivos, essas situações foram raras. Para este segundo grupo, o modelo 1 teve algumas variáveis de escolaridade e do trabalho significativas a 1% e outras a 10%. No modelo 2, no entanto, nenhum resultado foi significativo para homoafetivos, seja para cônjuge, seja para responsável pelo domicílio. De acordo com Suliano et al. (2021), o baixo número de observações pode explicar porque os resultados de estimacões com dados brasileiros geralmente são não significativos para LGBs.

Com relação aos heteroafetivos, pode-se perceber que ser mulher é a característica que mais reduz a oferta de trabalho, seja a mulher cônjuge ou responsável pelo domicílio. No modelo 1, ser cônjuge mulher reduziu a oferta de trabalho mensal em 6,7339 horas por mês, e em 6,4423 horas por mês no modelo 2. Para mulheres responsáveis pelo domicílio, a redução mensal de oferta de trabalho foi de 6,7101 horas no modelo 1 e 6,7538 horas no modelo 2. Para homoafetivos, devido a não significância

dos resultados, pode-se extrair que os efeitos do sexo do indivíduo sobre o mercado de trabalho não são significativos, ou seja, para este grupo, o sexo não altera a quantidade ofertada de horas de trabalho.

Essa evidência corrobora com o que foi debatido na seção 3, de que o sexo do indivíduo é um fator importante para a participação no mercado de trabalho apenas em casais heteroafetivos, casais em que pesa a maior incidência de divisão sexual do trabalho. Em casais com essa estrutura, geralmente são homens os responsáveis pelo domicílio, recaindo sobre eles a obrigação de participar do mercado de trabalho. Em casais com essa estrutura é predominante a ocorrência de divisão sexual do trabalho, em que os homens são economicamente responsáveis pelo domicílio e muitas mulheres se responsabilizam exclusivamente aos cuidados da casa e dos filhos. Os resultados mostrados na Tabela 3 comprovam que, para homoafetivos, essa variável é irrelevante, ou seja, os indivíduos ofertarão horas de trabalho independentemente do sexo.

No que diz respeito a cor do indivíduo, foi encontrado que, para heteroafetivos, ser branco eleva a quantidade de horas dedicadas ao mercado de trabalho de ambos os cônjuges a 1% de significância. No modelo 2, o fato de ser branco elevou a oferta de horas do cônjuge em 0,9759 horas, e a do responsável pelo domicílio em cerca de 0,817 horas por mês.

Os graus de escolaridade fundamental e médio foram significativos para responsáveis heteroafetivos no modelo 1, mas não no modelo 2. Para cônjuges, no entanto, os resultados foram significativos em ambos os modelos. Para este grupo, conforme o modelo 2, ter escolaridade até o ensino fundamental ou médio elevou a oferta de trabalho em ambas as situações, a 1% de significância. Para o primeiro grau, esse aumento foi de 1,1890 horas por mês; para o segundo, 2,0822. O ensino superior, agora significativo a 1% também para responsáveis pelo domicílio no modelo 2, continuou a elevar a quantidade de horas ofertadas. Para cônjuges, elevou em 3,8464 horas por mês; para responsáveis, em 2,0404 horas mensais.

Sobre a situação do domicílio, se localizado em área urbana ou rural, o modelo 2 mostra que os resultados para essa variável foram significativos apenas para cônjuges heteroafetivos. Para estes, essa qualidade elevou a quantidade de horas dedicadas ao mercado de trabalho em 1,8867 horas por mês, indicando que, quando o casal reside em área urbana, maior a oferta de trabalho do cônjuge, sem interferência na oferta de trabalho do responsável pelo domicílio.

Para homoafetivos, os resultados não foram significativos, indicando que essa não é uma variável que tenha grande interferência na oferta de trabalho tanto de cônjuges quanto de responsáveis pelo domicílio. Esse resultado já era esperado, pois, como ressaltado na seção 5, mais de 90% da amostra de LGBs residiam em área

urbana.

Com relação aos salários, os resultados do modelo 2 foram significativos a 1% para cônjuge e responsável pelo domicílio nas três variáveis empregadas. Para a primeira, isto é, para o log do salário/hora do cônjuge, a quantidade de oferta de trabalho aumentou tanto para cônjuge quanto para responsável pelo domicílio, 3,7484 e 10,6719 horas mensais, respectivamente. Uma possível explicação pela magnitude do aumento da quantidade de horas dedicadas ao mercado de trabalho de responsáveis pelo domicílio frente ao salário dos cônjuges é o valor dos salários dos cônjuges que, como exposto na Tabela 2, foram relativamente menores do que os salários dos responsáveis pelo domicílio heteroafetivos durante todos os anos analisados.

Raciocínio inverso é aplicado às respostas de cônjuge e responsável pelo domicílio frente ao log do salário do responsável. Para cônjuges, o log do salário do responsável pelo domicílio foi motivador para elevar a quantidade ofertada de horas de trabalho em 7,069 horas mensais. A resposta de responsáveis pelo domicílio em relação ao log do próprio salário foi de aumentar a quantidade de oferta de trabalho em 4,2994 horas mensais.

Quanto ao comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges heteroafetivos, relativamente às variáveis definidas como fatores distributivos/poder de barganha, as evidências empíricas indicam que os resultados são qualitativamente próximos aos observados no modelo 1 apenas para a variável diferença de idade. Conforme as colunas 5 e 6 da Tabela 3, cada ano extra de diferença entre as idades cônjuge e responsável pelo domicílio reduz a oferta de trabalho dos cônjuges em cerca de 0,0234 hora por mês e amplia a de responsáveis em 0,031 hora, ambos estatisticamente significantes 1%. Esse resultado permite confirmar que a diferença de idade entre responsável e cônjuge atua como promotor do aumento do gap de horas de trabalho entre um e outro.

Já a variável de diferença de escolaridade, após a adoção da hipótese de endogeneidade das taxas de salário, não é estatisticamente significativo aos níveis de significância usuais. Por outro lado, o efeito dessa variável sobre a decisão de oferta de trabalho de cônjuge sofre uma alteração em relação a magnitude, passando de 0,1454 no modelo 1, sob o pressuposto de exogeneidade das taxas de salário, para 0,1041 no modelo 2, com 1% de significância em ambos os casos. Isso significa dizer que quando há uma elevação na diferença de escolaridade entre responsável e cônjuge do domicílio, há também uma elevação na quantidade de horas dedicadas ao mercado de trabalho por parte do cônjuge em ambos os modelos.

Tabela 3 - Sistema de equações de oferta de trabalho: casais homo e heteroaffectivos

Variáveis	Modelo 1				Modelo 2			
	Heteroaffectivos		Homoaffectivos		Heteroaffectivos		Homoaffectivos	
	Cônjuge	Responsável	Cônjuge	Responsável	Cônjuge	Responsável	Cônjuge	Responsável
idade	0,2832*** (0,0195)	0,3899*** (0,0195)	-0,1871 (0,2667)	0,2553 (0,2640)	0,1770*** (0,0252)	0,2581*** (0,0240)	-0,1735 (0,6260)	0,2149 (0,4720)
idade2	-0,0034*** (0,0002)	-0,0046*** (0,0002)	0,0019 (0,0035)	-0,0028 (0,0032)	-0,0022*** (0,0002)	-0,0031*** (0,0002)	0,0018 (0,6790)	-0,0026 (0,4590)
mulher	-6,7339*** (0,0693)	-6,7101*** (0,0682)	0,6020 (0,7348)	-1,0125 (0,8032)	-6,4423*** (0,1627)	-6,7538*** (0,1412)	0,3645 (0,7550)	-0,2618 (0,8860)
branco	0,9705*** (0,0610)	0,8292*** (0,0600)	0,3221 (0,7719)	-0,3377 (0,8532)	0,9759*** (0,0628)	0,8170*** (0,0619)	0,0882 (0,9290)	-0,1686 (0,8580)
fundamental	2,2529*** (0,0968)	1,5917*** (0,0934)	0,8092 (1,8258)	4,0319* (0,1815)	1,1890*** (0,2115)	0,1838 (0,1725)	1,0768 (0,5990)	3,4455 (0,2340)
ensino médio	3,7917*** (0,0872)	2,5019*** (0,0848)	1,5900 (1,5936)	7,5220*** (1,8526)	2,0822*** (0,3074)	0,2593 (0,2364)	2,6948 (0,3280)	4,8871 (0,3990)
ensino superior	5,8973*** (0,1157)	4,3666*** (0,1146)	4,1185* (1,8669)	9,1016*** (2,1591)	3,8464*** (0,2863)	2,0404*** (0,2261)	5,4942 (0,2040)	3,5011 (0,7310)
urbano	3,4118*** (0,1041)	1,8462*** (0,1026)	1,5097 (2,5046)	2,1056 (2,7262)	1,8867*** (0,2508)	-0,0950 (0,1916)	1,6453 (0,5170)	1,6894 (0,5640)
log salário_h cônjuge	-4,9557*** (0,0828)	0,8530*** (0,0811)	-4,9311*** (1,1003)	1,3297 (1,1937)	3,7484*** (0,8978)	10,6719*** (1,0407)	-5,5293 (0,6320)	3,4588 (0,7490)
log salário_h resp	0,6340*** (0,0828)	-4,5087*** (0,0811)	-0,4691 (1,0551)	-5,7371*** (1,1713)	7,0690*** (1,2549)	4,2994*** (0,7175)	-3,4381 (0,4900)	5,2448 (0,7600)
log salário_h cruzado	0,2034*** (0,0268)	0,1681*** (0,0264)	0,4611 (0,2812)	0,5384* (0,3074)	-2,3294*** (0,3482)	-2,9655*** (0,2793)	0,9886 (0,6280)	-1,3132 (0,7260)
diff_idade	-0,0279*** (0,0047)	0,0249*** (0,0047)	-0,1669*** (0,0475)	0,0205 (0,0568)	-0,0234*** (0,0061)	0,0310*** (0,0058)	-0,1310 (0,1560)	-0,0784 (0,5770)
diff_escolaridade	0,1454*** (0,0093)	-0,1106*** (0,0093)	0,1236 (0,1824)	0,0726 (0,1898)	0,1041*** (0,0242)	0,0200 (0,0218)	0,2474 (0,3520)	0,1154 (0,7480)
intercepto	41,6096*** (0,5225)	41,7160*** (0,5287)	49,4978 (8,6116)***	34,3252*** (9,2867)	25,2564*** (2,1699)	22,0001*** (1,7695)	53,8310*** (0,0040)	16,9738 (0,6330)
chi_quadrado	22.890,71	20.791,76	101,68	156,07	16.401,74	14.084,04	76,30	104,99
valor-p	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0044	0,0000
número obs	179,197	179,197	897	897	179,197	179,197	897	897

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

Erros-padrão entre parênteses.

* p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01

A disponibilidade de dados acerca do comportamento dos casais em conjunto com a estrutura modelo de racionalidade coletiva, apresentado na seção referente à metodologia deste trabalho, permite o teste empírico da abordagem de racionalidade coletiva para o contexto brasileiro. Conforme exposto anteriormente, qualquer comportamento de oferta de trabalho compatível com o modelo de oferta coletiva deve satisfazer a igualdade entre as razões dos efeitos marginais das variáveis de poder de barganha nas equações de oferta de trabalho dos cônjuges, (4.3) e (4.4).

Dessa maneira, a Tabela 4 apresenta os resultados referentes ao teste de Wald, utilizado com objetivo de verificação empírica da validade da restrição não linear imposta em (4.5). A conclusão obtida a partir do resultado desse teste mostra que não é possível rejeitar a hipótese de que a razão entre os coeficientes dos efeitos marginais é igual. Além disso, esse comportamento ocorre tanto para a especificação que adota todas as variáveis explicativas exógenas, no modelo 1, quanto para aquela que considera endógena as taxas de salário por hora, no modelo 2, para casais hetero e homoafetivos.

Tabela 4 - Teste para igualdade das razões, modelo geral

Heteroafetivos				
	Modelo 1		Modelo 2	
Teste Wald	chi2(1) =	0,27	chi2(1) =	1,26
Hipótese nula: equação (4,5)	Prob >chi2 =	0,6054	Prob >chi2 =	0,2625
Homoafetivos				
	Modelo 1		Modelo 2	
Teste Wald	chi2(1) =	0,46	chi2(1) =	0,00
Hipótese nula: equação (4,5)	Prob >chi2 =	0,4978	Prob >chi2 =	0,9461

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

Em seguida, considerando a possibilidade de que alguns indivíduos podem estar se escolarizando e se qualificando para o mercado de trabalho, foram excluídos da amostra indivíduos com menos de 30 anos de idade, tanto para casais homoafetivos quanto para casais heteroafetivos. Além disso, com intuito de testar a robustez dos resultados dos indivíduos que participam do mercado de trabalho, foram retirados da amostra aqueles com mais de 55 anos de idade, tendo em vista a possibilidade de vieses que a aposentadoria poderia causar sobre essa faixa etária. Os resultados dessas novas estimações são apresentados na Tabela 5, tanto para o modelo 1 quanto para o modelo dois, que considera endógenas as taxas de salário dos cônjuges.

Tabela 5 - Sistema de equações de oferta de trabalho: casais homo e heteroaffectivos entre 30 e 55 anos de idade

Variáveis	Modelo 1						Modelo 2						
	Heteroaffectivos			Homoaffectivos			Heteroaffectivos			Homoaffectivos			
	Cônjuge	Responsável	Cônjuge	Responsável	Cônjuge	Responsável	Cônjuge	Responsável	Cônjuge	Responsável	Cônjuge	Responsável	
idade	0,00708 (0,0953)	0,360*** (0,0954)	0,876 (1,390)	3,650*** (1,405)	-0,0436 (0,100)	0,346*** (0,0969)	1,252 (1,552)	2,667 (1,979)	0,000304 (0,00121)	-0,00423*** (0,00118)	0,000676 (0,00127)	-0,0179 (0,0202)	-0,0317 (0,0254)
idade2	-6,848*** (0,0925)	-6,675*** (0,0913)	1,078 (1,115)	1,845 (1,289)	-6,971*** (0,244)	-6,580*** (0,181)	1,714 (1,402)	0,789 (2,498)	mulher	0,00121 (0,00118)	0,00127 (0,00127)	0,0202 (0,0202)	0,0254 (0,0254)
branco	0,923*** (0,0825)	0,889*** (0,0811)	-1,636 (1,165)	-2,089 (1,301)	0,865*** (0,0888)	0,856*** (0,0826)	-1,930 (1,486)	-1,772 (1,451)	branco	0,00121 (0,00118)	0,00127 (0,00127)	0,0202 (0,0202)	0,0254 (0,0254)
fundamental	2,311*** (0,134)	1,417*** (0,129)	-3,944 (2,831)	-5,418 (4,079)	0,395 (0,346)	0,219 (0,242)	-6,304* (3,503)	-0,296 (9,236)	fundamental	0,00121 (0,00118)	0,00127 (0,00127)	0,0202 (0,0202)	0,0254 (0,0254)
médio	3,514*** (0,118)	2,123*** (0,115)	0,328 (2,498)	0,573 (3,397)	0,454 (0,522)	0,212 (0,332)	-3,252 (3,650)	6,866 (12,32)	médio	0,00121 (0,00118)	0,00127 (0,00127)	0,0202 (0,0202)	0,0254 (0,0254)
superior	5,554*** (0,154)	3,702*** (0,152)	2,155 (2,952)	1,360 (3,936)	2,006*** (0,522)	1,494*** (0,345)	-1,908 (4,841)	11,40 (18,71)	superior	0,00121 (0,00118)	0,00127 (0,00127)	0,0202 (0,0202)	0,0254 (0,0254)
urbano	3,300*** (0,145)	1,925*** (0,143)	1,388 (4,275)	0,585 (4,900)	1,007*** (0,394)	0,362 (0,251)	-0,229 (4,627)	2,229 (6,220)	urbano	0,00121 (0,00118)	0,00127 (0,00127)	0,0202 (0,0202)	0,0254 (0,0254)
log salário_h cônjuge	-4,876*** (0,123)	0,638*** (0,122)	-7,275*** (1,597)	2,696 (1,859)	7,639*** (1,544)	8,871*** (1,393)	-8,107 (7,576)	-1,833 (10,12)	log salário_h cônjuge	0,00121 (0,00118)	0,00127 (0,00127)	0,0202 (0,0202)	0,0254 (0,0254)
log salário_h responsável	0,550*** (0,117)	-4,537*** (0,115)	-0,779 (1,565)	-5,812*** (1,896)	12,27*** (2,117)	3,344*** (1,037)	5,880 (4,928)	-14,88 (18,52)	log salário_h responsável	0,00121 (0,00118)	0,00127 (0,00127)	0,0202 (0,0202)	0,0254 (0,0254)
log salário_h cruzado	0,266*** (0,0372)	0,260*** (0,0367)	0,937** (0,380)	0,525 (0,452)	-3,728*** (0,590)	-2,400*** (0,382)	0,132 (1,197)	2,269 (3,498)	log salário_h cruzado	0,00121 (0,00118)	0,00127 (0,00127)	0,0202 (0,0202)	0,0254 (0,0254)
diff_idade	-0,0179** (0,00860)	0,0350*** (0,00856)	-0,145 (0,108)	-0,0206 (0,136)	-0,0282** (0,0114)	0,0391*** (0,00973)	-0,283* (0,155)	0,0978 (0,311)	diff_idade	0,00121 (0,00118)	0,00127 (0,00127)	0,0202 (0,0202)	0,0254 (0,0254)
diff_escolaridade	0,152*** (0,0126)	-0,0981*** (0,0127)	-0,0229 (0,305)	0,171 (0,312)	0,0187 (0,0391)	0,00946 (0,0293)	-0,491 (0,477)	0,00169 (0,520)	diff_escolaridade	0,00121 (0,00118)	0,00127 (0,00127)	0,0202 (0,0202)	0,0254 (0,0254)
intercepto	45,92*** (1,925)	41,40*** (1,963)	34,55 (28,31)	-28,46 (30,20)	17,25*** (4,672)	21,79*** (3,403)	19,49 (32,29)	9,263 (69,24)	intercepto	0,00121 (0,00118)	0,00127 (0,00127)	0,0202 (0,0202)	0,0254 (0,0254)
chi_quadrado	0,111	0,097	0,159	0,131	-0,007	0,042	0,091	0,082	chi_quadrado	0,00121 (0,00118)	0,00127 (0,00127)	0,0202 (0,0202)	0,0254 (0,0254)
valor-p	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	valor-p	0,00121 (0,00118)	0,00127 (0,00127)	0,0202 (0,0202)	0,0254 (0,0254)
número obs	95,688	95,688	356	356	95,688	95,688	356	356	número obs	0,00121 (0,00118)	0,00127 (0,00127)	0,0202 (0,0202)	0,0254 (0,0254)

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

Erros-padrão entre parênteses.

* p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01

Nessa Tabela, ao comparar os resultados do modelo 1 com os resultados do modelo 2, pode-se perceber a manutenção de algumas diferenças encontradas na Tabela 3. Novamente foi encontrado que, enquanto para variáveis pessoais, como idade e idade ao quadrado, sociodemográficas, como ser mulher, ser da cor branca e tipo de domicílio, e também para variáveis de educação, os resultados diferiram apenas em magnitude, isto é, em maior ou maior efeito, no caso de variáveis referentes ao mercado de trabalho, os resultados diferiram em sentido, principalmente para casais heteroafetivos.

Além disso, uma característica que se manteve das estimações apresentadas na Tabela 3 para as estimações expostas na Tabela 5 é que, enquanto para heteroafetivos, tanto no modelo 1 quanto no modelo 2, grande parte dos resultados foi significativa a 1% de confiança, para homoafetivos, essas situações permaneceram exceções. Para este segundo grupo, enquanto nas estimações realizadas na Tabela 3 o modelo 1 teve algumas variáveis de escolaridade e do trabalho significativas a 1% e outras a 10%, nas novas estimações, apenas variáveis de trabalho (log dos salários) e idade foram significativas a 1 e 5%. No entanto, para o modelo 2, diferentemente do que aconteceu nas estimações da Tabela 3, em que nenhum resultado foi significativo para cônjuges e responsáveis homoafetivos, no caso da Tabela 5 algumas variáveis de cônjuges foram significativas a 10% de significância, uma das variáveis referente a escolaridade e outra referente ao poder de barganha de diferencial de idade. Para as demais variáveis de cônjuges e dos responsáveis pelo domicílio, os resultados não apresentaram significância.

Com relação aos heteroafetivos, ser mulher continuou sendo a característica que mais reduz a oferta de trabalho dos indivíduos, seja para cônjuges ou para responsáveis pelo domicílio, inclusive acentuando-se para as estimações apresentadas na Tabela 5. Quando a amostra foi reduzida para indivíduos entre 30 e 55 anos de idade, ser cônjuge mulher reduziu a oferta de trabalho mensal em 6,848 horas por mês no modelo 1 e em 6,971 no modelo, ao passo que, com a amostra sem restrição de idade, ser cônjuge mulher reduziu a oferta de trabalho mensal em 6,7339 horas por mês no modelo 1, e em 6,4423 horas por mês no modelo 2. Contudo, para mulheres responsáveis pelo domicílio, a redução mensal de oferta de trabalho foi menor nas estimações da Tabela 5 do que nas estimações da Tabela 3, de 6,7101 horas no modelo 1 e 6,7538 horas no modelo 2 na amostra sem restrição de idade para 6,675 no modelo 1 e 6,58 no modelo 2, nas estimações para indivíduos entre 30 e 55 anos. Para homoafetivos, como os resultados permaneceram não significativos, pode-se extrair que os efeitos do sexo do indivíduo sobre o mercado de trabalho não são relevantes, ou seja, para este grupo, o sexo não altera a quantidade ofertada de horas de trabalho.

No que diz respeito a cor do indivíduo, novamente foi encontrado que, para

heteroafetivos, ser branco eleva a quantidade de horas dedicadas ao mercado de trabalho de ambos os cônjuges a 1% de significância. No modelo 1, o fato de ser branco elevou a oferta de horas do cônjuge e responsável em 0,923 e 0,889 horas mensais, respectivamente. No modelo 2, isto é, no modelo que considera endógenas as taxas de salário dos cônjuges, ser branco elevou a participação dos cônjuges em 0,865 horas mensais e em 0,856 horas mensais a oferta de trabalho dos responsáveis pelo domicílio na estimação realizada na amostra com restrições de idade. Para o mesmo modelo, porém com amostra de indivíduos entre 18 e 65 anos, ser branco elevou a oferta de trabalho do cônjuge em 0,9759 horas, e a do responsável pelo domicílio em cerca de 0,817 horas por mês.

As variáveis de escolaridade permaneceram significativas para responsáveis heteroafetivos no modelo 1, mas com exceção do ensino superior, não foram significativas nas estimações realizadas no modelo 2. Para cônjuges, no entanto, enquanto os resultados das estimações realizadas com a amostra de indivíduos entre 18 e 65 anos foram significativos em ambos os modelos, para a nova amostra, permaneceram significativos a 1% no modelo 1, porém, com exceção do ensino superior, deixaram de ser significativas no modelo 2. Neste modelo, ter ensino superior completo elevou a oferta de trabalho semanal para cônjuges heteroafetivos em cerca de 2,006 horas, e para responsáveis pelo domicílio, em cerca de 1,494 horas mensais. Nesse ponto, é possível perceber que embora ter ensino superior seja positivo para ofertar trabalho para casais heteroafetivos, quando a amostra é restrita entre indivíduos de 30 a 55 anos, é menos positivo do que quando a amostra possui indivíduos entre 18 e 65 anos de idade.

Para indivíduos homoafetivos, possuir escolaridade somente até o ensino fundamental teve efeito negativo sobre a quantidade de horas mensais dedicadas ao mercado de trabalho por parte do cônjuge, variável que foi significativa a 10%. Esse resultado corrobora com a literatura empírica exposta na seção 3, de que quanto maior a escolaridade dos indivíduos homoafetivos, mais bem colocados no mercado de trabalho eles serão (GRUPPI, 2018; CARPENTER e EPPINK, 2017; BURN e MARTELL, 2018).

Sobre a situação do domicílio, se localizado em área urbana ou rural, novamente os resultados do modelo 2 foram significativos apenas para cônjuges heteroafetivos. Para estes, residir em área urbana elevou a quantidade de horas dedicadas ao mercado de trabalho em 1,007 horas por mês, indicando que, quando o casal reside em área urbana, maior a oferta de trabalho do cônjuge, sem interferência na oferta de trabalho do responsável pelo domicílio.

Para homoafetivos, os resultados permaneceram não significativos, indicando que essa não é uma variável que tenha grande interferência na oferta de trabalho tanto

de cônjuges quanto de responsáveis pelo domicílio.

Com relação aos salários, para casais heteroafetivos, os resultados de ambos os modelos foram significativos a 1% nas três variáveis empregadas, tanto para cônjuge quanto responsável pelo domicílio. Para casais homoafetivos, no modelo 1, o log do salário do cônjuge passou a ser significativo a 1% para o cônjuge, e o log do salário do responsável pelo passou a ser significativo para o responsável pelo domicílio, também a 1%.

No caso dos casais heteroafetivos, no modelo 2, o log do salário/hora do cônjuge elevou a quantidade de horas de trabalho ofertadas tanto para cônjuge quanto para responsável pelo domicílio, e aumentou mais do que para o mesmo modelo, nas estimações apresentadas na Tabela 3. Enquanto para as primeiras estimações essa variável elevou a quantidade de horas de cônjuge e responsável em 3,7484 e 10,6719 horas mensais, respectivamente, no caso das estimações realizadas e apresentadas na Tabela 5, elevou a oferta de cônjuges e responsáveis em 7,639 e 8,871 horas semanais, respectivamente.

No caso de casais homoafetivos, os resultados dessa variável, no modelo 2, não foram significativos seja para cônjuge, seja para responsável pelo domicílio. Entretanto, no modelo 1, foi significativo a 1% para cônjuges, que respondem a variações no próprio salário reduzindo a oferta de trabalho em aproximadamente 7,275 horas mensais.

Com relação ao log do salário do responsável pelo domicílio, novamente foi encontrado que cônjuges respondem mais a variações nessa variável. Para estes, no modelo 2, para heteroafetivos, o log do salário do responsável pelo domicílio foi motivador para elevar a quantidade ofertada de horas de trabalho em 12,27 horas mensais, frente a 7,069 horas mensais no mesmo modelo, na estimação apresentada na Tabela 3. Por outro lado, a resposta de responsáveis pelo domicílio em relação ao log do próprio salário foi de aumentar a quantidade de oferta de trabalho em 3,344 horas mensais na nova estimação, frente a um aumento de 4,2994 horas mensais na oferta de trabalho na estimação da Tabela 3. Essas diferenças são importantes para perceber que embora os efeitos das variáveis permaneçam os mesmos, a magnitude varia de acordo com a amostra utilizada.

Para casais homoafetivos, os resultados dessa variável, no modelo 2, não foram significativos seja para cônjuge, seja para responsável pelo domicílio. No modelo 1, contudo, foi significativo a 1% para responsáveis pelo domicílio, que respondem a variações no próprio salário reduzindo a oferta de trabalho em aproximadamente 5,812 horas mensais.

Em seguida, no que diz respeito ao comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges heteroafetivos relativamente às variáveis definidas como fatores distributi-

vos/poder de barganha, os resultados para as estimações apresentadas na Tabela 5 mostram que, no modelo 2, cada ano extra de diferença entre as idades do responsável pelo domicílio e cônjuge reduz a oferta de trabalho dos cônjuges em cerca de 0,0282 hora por mês e amplia a de responsáveis em 0,0391 hora, ambos estatisticamente significantes a pelo menos 5%. Esse resultado corrobora e se aproxima muito do que fora encontrado na estimacão apresentada na Tabela 3, em que a oferta de trabalho dos cônjuges era reduzida em cerca de 0,0234 horas por mês e a do responsável era elevada em cerca de 0,031 horas mensais conforme aumentada a diferença de idade entre os indivíduos do casal. Dessa maneira, é possível afirmar que, mesmo após a realizacão de testes de robustez da amostra, a diferença de idade entre responsável e cônjuge atua como promotor do aumento do gap de horas de trabalho entre um e outro.

Já o fator de barganha referente a diferença de escolaridade entre responsável e cônjuge heteroafetivos, nas estimacões apresentadas na Tabela 5, embora tenham sido significativas no modelo 1 (no sentido que quanto maior a diferença de escolaridade entre responsáveis pelo domicílio e seus respectivos cônjuges, maior a oferta de trabalho de cônjuges e menor a oferta de responsáveis), permaneceram apresentando impacto positivo sobre a decisão de oferta de trabalho de responsáveis pelo domicílio, mas esse efeito continuou sendo não estatisticamente significativo aos níveis de significância usualmente adotados.

Para casais homoafetivos, o fator de barganha associado ao diferencial de idade entre os cônjuges não foi significativo no modelo 1, tanto para responsável quanto para cônjuge. No modelo 2, essa variável foi significativa a 10% para cônjuges, indicando que, quanto maior a diferença de idade entre o responsável pelo domicílio e seu respectivo cônjuge, a quantidade de horas mensais ofertadas pelo cônjuge é reduzida em aproximadamente 0,283 horas. Para responsáveis, embora o sinal do efeito corresponda com o esperado (positivo, indicando que quanto maior a diferença de idade entre os cônjuges, mais elevada será a oferta de trabalho do responsável), o resultado não apresentou significância a níveis usuais.

Para o fator de barganha associado a diferença de escolaridade entre os cônjuges, embora os sinais concordem com o esperado tanto no modelo 1 quanto no modelo 2, não foram significativos em nenhum.

Por fim, considerando que qualquer comportamento de oferta de trabalho compatível com o modelo de oferta coletiva deve satisfazer a igualdade entre as razões dos efeitos marginais das variáveis de poder de barganha nas equações de oferta de trabalho dos cônjuges, foram testadas as equações (4.3) e (4.4). A Tabela 6 apresenta os resultados referentes ao teste de Wald, utilizado com objetivo de verificacão empírica da validade da restrição não linear imposta em (4.5). A conclusão obtida a partir da análise do resultado desse teste é apresentada na Tabela 6.

Tabela 6 - Teste para igualdade das razões, amostra entre 30 e 55 anos de idade

Heteroafetivos				
	Modelo 1		Modelo 2	
Teste Wald	chi2(1) -	3,78	chi2(1) -	0,17
Hipótese nula: equação (4.5)	Prob >chi2 -	0,0517	Prob >chi2 -	0,6813
Homoafetivos				
	Modelo 1		Modelo 2	
Teste Wald	chi2(1) -	0,01	chi2(1) -	0,00
Hipótese nula: equação (4.5)	Prob >chi2 -	0,9389	Prob >chi2 -	0,9974

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

Assim como fora encontrado para as primeiras estimações, cujos testes foram apresentados na Tabela 4, a Tabela 6 mostrou que novamente não é possível rejeitar a hipótese de que a razão entre os coeficientes dos efeitos marginais é igual. Além disso, esse comportamento ocorre tanto para a especificação que adota todas as variáveis explicativas exógenas, no modelo 1, quanto para aquela que considera endógena as taxas de salário por hora, no modelo 2, para casais hetero e homoafetivos.

Finalmente, foi realizado o teste T de Student para amostras independentes, para o ano de 2020, para cônjuges e responsáveis hetero e homoafetivos. A Tabela 7 apresenta os resultados encontrados.

Tabela 7 - Teste T de Student para amostras independentes, 2020

Heteroafetivos						
Variável	Número de obs	Teste t	Responsável		Cônjuge	
			Média	DP	Média	DP
Idade	43040	12,874	43	11,47	41	7,54
Sem instrução	43040	5,844	0,035	0,003	0,054	0,002
Fundamental	43040	7,451	0,055	0,005	0,709	0,001
Ensino médio	43040	14,512	0,267	0,004	0,315	0,002
Ensino superior	43040	18,526	0,118	0,006	0,150	0,001
Mulher	43040	15,485	0,048	0,000	0,051	0,000
Branco	43040	14,856	0,154	0,003	0,369	0,002
Participação	43040	18,596	0,744	0,000	0,654	0,000
Ocupação	22103	16,784	0,924	0,001	0,719	0,010
Homoafetivos						
Variável	Número de obs	Teste t	Responsável		Cônjuge	
			Média	DP	Média	DP
Idade	43040	-0,000	36	7,48	33	5,12
Sem instrução	43040	-25,484	0,009	0,0009	0,008	0,008
Fundamental	43040	-73,394	0,084	0,0019	0,094	0,000
Ensino médio	43040	-0,001	0,358	0,0007	0,328	0,001
Ensino superior	43040	0,001	0,325	0,0008	0,308	0,001
Mulher	43040	0,007	0,495	0,0015	0,504	0,000
Branco	43040	-49,451	0,365	0,0049	0,634	0,008
Participação	43040	-24,947	0,906	0,0002	0,839	0,004
Ocupação	22103	-29,218	0,924	0,0019	0,719	0,005

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

Nessa tabela, pode-se observar que, corroborando com os resultados dos modelos 3MQO, para os homoafetivos, não há diferenças significativas entre cônjuge e responsável pelo domicílio, no entanto, para heteroafetivos, os resultados diferiram e sig-

nificativos entre os cônjuges, ou seja, as variáveis diferem entre cônjuge e responsável pelo domicílio.

Por fim, relembra-se que o presente trabalho é o primeiro a utilizar o arcabouço de oferta coletiva de trabalho para casais hetero e homoafetivos brasileiros utilizando dados da PNADC. Desse modo, há espaço para avanços tanto em relação à base teórica, com a adoção de questões importantes no mercado de trabalho, como a economia do cuidado e o trabalho doméstico, quanto aos métodos que podem ser aplicados a esse tipo de análise para o cenário brasileiro.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O principal objetivo desse estudo era verificar como se dá a inserção dos casais homoafetivos no mercado de trabalho brasileiro. Os objetivos subsequentes eram, a partir de então, analisar como as características individuais e familiares, à parte a orientação sexual, interferem na participação dos indivíduos no mercado de trabalho. Para cumprir esse objetivo, o estudo se propôs a empregar modelos de racionalidade coletiva para casais hetero e homoafetivos.

Por meio da identificação de indivíduos em relações com cônjuges do sexo oposto e indivíduos em relações com cônjuges do mesmo sexo, foi possível inferir a orientação sexual de cada indivíduo, possibilitando a separação da amostra entre um grupo formado por casais heteroafetivos, na ocorrência da primeira situação, e um grupo formado por casais homoafetivos, na ocorrência da segunda situação. Essas informações, em conjunto com características individuais, sociais e laborais, compuseram os modelos coletivos aplicados.

Nesse sentido, foi possível explorar os resultados tanto das estatísticas descritivas quanto os resultados das estimações, em que as variáveis foram analisadas em relação a sua significância estatística, magnitude e sinal esperado. Com relação às estatísticas descritivas, observou-se que rendimentos do trabalho e participação no mercado de trabalho para indivíduos homoafetivos apresentam comportamentos que também são encontrados em trabalhos outros da literatura nacional e internacional, como o fato de que tais indivíduos possuem as maiores médias para os rendimentos dos trabalhos, comparativamente aos indivíduos heteroafetivos. Já para as variáveis de controle, de maneira geral, os resultados de todas as estimações evidenciam a existência de desigualdades de gênero, de etnia e de localização do domicílio, assim como diferenças no nível de instrução, que são relevantes para determinar a oferta de trabalho dos casais, sejam eles hetero ou homoafetivos, embora, para os segundos, os resultados das estimações tenham raramente sido significativos aos níveis usuais.

Os principais resultados mostraram que a abordagem de racionalidade coletiva aplica-se bem tanto para casais heteroafetivos quanto para casais homoafetivos, no entanto, os resultados mostraram que as variáveis explicativas que normalmente são relevantes para casais heteroafetivos não o são para homoafetivos. Nesse sentido, os resultados indicam que o modelo proposto por Chiappori *et al.* (2002) proporciona uma aplicação mais geral do método de racionalidade coletiva, principalmente para o primeiro grupo.

De forma complementar, os resultados permitiram identificar que as variáveis

de poder de barganha, para casais heteroafetivos, atuam como evidências contrárias à validade de uma restrição importante do modelo unitário, que pressupõe que apenas as variáveis que determinam as preferências e restrição orçamentária do casal influenciam as decisões de oferta de trabalho e consumo do mesmo casal. Se assim fosse, de acordo com o modelo unitário, e pela definição de poder de barganha, o efeito dessas variáveis sobre a oferta de trabalho deveria ser insignificante, o que não foi verificado no presente trabalho. Essa é uma evidência de que, para casais heteroafetivos brasileiros, as escolhas de cada cônjuge em relação a participação no mercado de trabalho dependem do poder de barganha que o mesmo possui.

Para testar a permanência dos resultados em amostras diferentes, ou seja, para realizar alguns testes de robustez, o sistema de equações de oferta de trabalho dos casais homo e heteroafetivos brasileiros foi novamente estimado. Desta vez, com intuito de desconsiderar indivíduos que ainda não terminaram de se escolarizar ou que já estavam aposentados. De modo geral, os resultados mantiveram os mesmos efeitos das primeiras estimações, divergindo, com raras exceções, somente em magnitude, sugerindo que os resultados são robustos.

Dessa maneira, os resultados encontrados evidenciaram a maior divisão sexual do trabalho presente em relações heteroafetivas, que atua sobretudo reduzindo a oferta de trabalho das mulheres, sejam elas cônjuges ou responsáveis pelo domicílio. Para homoafetivos, no entanto, em todas as estimações, a variável de sexo foi irrelevante, indicando que os indivíduos homoafetivos ofertarão horas de trabalho independentemente do respectivo sexo. Esses achados evidenciam a maior incidência da divisão sexual do trabalho em casais com estrutura heteroafetiva. Nessa estrutura - heteroafetiva -, geralmente os homens são os responsáveis pelo domicílio, recaindo sobre eles a obrigação de participar do mercado de trabalho, de modo que, às mulheres, sejam destinados os cuidados da casa e dos filhos.

Finalmente, cabe-se que o presente trabalho é pioneiro na análise da escolha coletiva de decisões econômicas de casais homoafetivos no Brasil utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua, de modo que é patente o espaço para avanços tanto em relação à base teórica, no sentido de estruturar modelos coletivos focados para casais homoafetivos, quanto aos métodos que podem ser aplicados a esse tipo de análise.

Além disso, deve-se ressaltar que mesmo que as pesquisas tenham incluído as questões que permitem inferir casais homoafetivos, esse avanço não é o suficiente para compreender melhor o grupo, seja pela falta de respostas, seja pelo reduzido número de observações - oriundo sobretudo do medo e do estigma da homossexualidade -, seja porque a pergunta feita pelo IBGE não é clara o suficiente, ou porquê as pesquisas realmente não chegam a essa população. Essas lacunas e incertezas clamam por

pesquisas específicas para a população LGBT que nunca foram realizadas no Brasil.

Dessa maneira, a escassa literatura existente sobre o assunto, principalmente ao nível nacional e para países em desenvolvimento, representa uma boa oportunidade para que possam ser desenvolvidas novas pesquisas sobre a barganha entre casais homoafetivos e participação destes indivíduos no mercado de trabalho brasileiro, incluindo questões centrais no debate da economia do trabalho, como a realização de trabalho doméstico e a economia do cuidado. Essa agenda de pesquisa é importante pois, além de fotografar o cenário do mercado de trabalho para indivíduos que não se encaixam em casais heteroafetivos, contribui para expandir o arcabouço teórico e empírico com evidências que ajudam a identificar as fontes das disparidades que afetam a população LGBT, bem como fornecem informações importantes para elaboração de intervenções e políticas públicas para reduzir a discriminação com a diversidade de gênero e sexual.

REFERÊNCIAS

ANTECOL, H.; STEINBERGER, M. Labor supply differences between married heterosexual women and partnered lesbians: A semi-parametric decomposition approach, **Economic Inquiry**, v. 51, n. 1, p. 783–805. 2013.

APPS, P; REES, R. Taxation and the Household. **Journal of Public Economics**, v. 35, n. 3, p. 355-369, 1988.

ATLAS DA VIOLÊNCIA. Ipea, 2020. Disponível em: www.ipea.gov.br/atlasviolencia...

BADGETT, M. V. L., The wage effects of sexual orientation discrimination., **Industrial Labor Relations Review**, v. 48, n. 4, p. 726–739. 1995.

BADGETT, M.V. L. Gender, sexuality, and sexual orientation: All in the feminist family? **Feminist Economics**, 1.1, p. 121-139. 1995.

BADGETT, M. V. L. **Money, myths and change: the economic lives of lesbians and gay men**. In: M. V. Lee Badgett. 1.ed. United states: The University of Chicago Press. 2001.

BADGETT, M. V. L. **When gay people get married: what happens when societies legalize same-sex marriage**. In: M. V. Lee Badgett. 1.ed. United states: New York University Press. 2009.

BADGETT, M-V.; WAALDIJK, K.; RODGERS, Y. The relationship between LGBT inclusion and economic development: Macro-level evidence. **World Development**, v.120, p. 1-14. 2019.

BADGETT, M. V. L. **The Economic Case for LGBT Equality: Why Fair and Equal Treatment Benefits Us All**. Beacon Press, 2020.

BADGETT, L.; CHAN, H.; SUEN, T. The experiences of sexual and gender minorities in employment: Evidence from a large-scale survey of lesbian, gay, bisexual, transgender and intersex people in China. **The China Quarterly**, v. 245, p. 142-164. 2021

BARANOV, V.; HAAS, R.; GROSJEAN, P. Men. **Roots and consequences of masculinity norms**, Working-paper 2018-041. Tilburg, 2018.

BAUMLE, A.; COMPTON, D.; POSTON JR, D.L. **Same-Sex Partners: The Social Demography of Sexual Orientation**. Albany: State University of New York Press. 2009.

BECKER, G. S. A theory of marriage: part I. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 4, p. 813-846. 1974.

BECKER, G. S. Division of Labor in households and families. In: BECKER, G. S. **A treatise on the family**. 2. ed. Cambridge: Harvard University Press, p. 38-39. 1981.

BERNDT, E. **The practice of econometrics: classic and contemporary**. Addison-Wesley Publishers. 1996.

BLACK, D.; SANDERS, G. S.; TAYLOR, J. L. The economics of lesbian and gay families. **Journal of Economic Perspectives**, v. 21, n. 2, p. 53-70. 2007.

BLOEMEN, H. G. An empirical model of collective household labour supply with non-participation. **The Economic Journal**, v. 120, n. 543, p. 183-214. 2010.

BLUNDELL, R.; CHIAPPORI, P-A.; MAGNAC, T.; MEGHIR, C. Collective labour supply: Heterogeneity and non-participation. **The Review of Economic Studies**, v. 74, n. 2, p. 417-445, 2007.

BORJAS, G. **Economia do trabalho**. 5^a. ed. Porto Alegre: AMGH, 2009.

BOWLES, H.; RILEY, H.; BABCOCK, L.; LAI, L. Social incentives for gender differences in the propensity to initiate negotiations: sometimes it does hurt to ask, **Organizational Behavior and human Decision Processes**, v. 103, n. 1, p. 84–103. 2007.

BURN, I.; MARTELL, M. **Gender typicality and sexual minority labor market differentials**, Working Papers 202018, University of Liverpool, Department of Economics. 2020.

CARPENTER, C. S. Sexual orientation, work, and income in Canada. **Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique**, v. 41, n. 4, p. 1239 - 1261, 2008.

CARPENTER, C. S.; EPPINK, S. T. Does it get better? Recent estimates of sexual orientation and earnings in the United States. **Southern Economic Journal**, v. 84, n. 2, p. 426-441. 2017.

CASARI, P. ; MONSUETO, S.; DUARTE, P. **Impacto da orientação sexual sobre o rendimento do trabalho**. In: ANAIS DO XLI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, Foz do Iguaçu. 2013.

CHIAPPORI, P-A. Rational household labor supply. **Econometrica**, p. 63-90, 1988.

CHIAPPORI, P-A. Collective labor supply and welfare. **Journal of political Economy**, v. 100, n. 3, p. 437-467, 1992.

CHIAPPORI, P-A.; FORTIN, B.; LACROIX, G. Marriage market, divorce legislation, and household labor supply. **Journal of Political Economy**, n. 110, v. 1, p. 37-72. 2002.

CHIAPPORI, P-A; EKELAND, I. **The microeconomics of group behavior: identifica-**

tion; manuscript, University of Chicago. 2002.

CORRÊA, M. V.; IRFFI, G.; SULIANO, D. **Existe diferencial entre casais heterossexuais e homossexuais? Uma abordagem para o mercado de trabalho brasileiro.** In: ANAIS DO XL ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, Porto de Galinhas. 2013.

DANESHVARY, N.; WADDOUPS, C.; WIMMER, B. Educational attainment and the lesbian wage premium, **Journal of Labor Research**, v. 29 n. 4, p. 365–379. 2008.

DONNI, O. Collective household labor supply: nonparticipation and income taxation. **Journal of Public Economics**, v. 87, p. 1.179-1.198, 2003

DONNI, O; MOREAU, N. Collective Labor Supply A single-equation model and some evidence from French data. **Journal of Human Resources**, v. 42, n. 1, p. 214-246, 2007.

DONNI, O; CHIAPPORI, P-A. Nonunitary models of household behavior: a survey of the literature. In: **Household economic behaviors**. Springer, New York, NY, p. 1-40, 2011.

FERNANDES, M.; SCORZAFAVE, L. **Estimação da oferta de trabalho com modelos coletivos: uma aplicação para o Brasil.** Dissertação FEA/USP-RP. 2008.

FONTOURA, N.; ARAÚJO, C. **Uso do tempo e gênero.** IPEA, 2016.

GATES, G. J. **LGBT demographics: Comparisons among population-based surveys.** The Williams Institute. 2014.

GOODNATURE, M.; NETO, A. Same-Sex Unmarried Partners in the Census, **Journal of Regional Analysis Policy**, v. 51, n. 1, p. 43-66. 2021.

GRUPPI, M. **Um análise coletiva da oferta de trabalho de casais de mesmo sexo e casais de sexo oposto brasileiros.** Dissertação/UFPR. - 2018.

HANSEN, M.; MARTELL, M.; RONCOLATO, L. A labor of love: The impact of same-sex marriage on labor supply. **Review of Economics of the Household**, v. 18, p. 265–283. 2020.

HANSEN, M. E.; MARTELL, M. E. **Self-identified sexual orientation and the lesbian earnings differential.** American University, Department of Economics. 2014.

HEILMAN, M.; WALLEN, A.; FUCHS, D.; TAMKINS, M. Penalties for success: reactions to women who succeed at male gender-typed tasks. **Journal of Applied Psychology**, v. 89 n. 3, p. 416. 2004.

HEILMAN, M.; CHEN, J. Same behavior, different consequences: reactions to men's and women's altruistic citizenship behavior., **Journal of Applied Psychology**, v. 90 n.

3, p. 431. 2005.

HEILMAN, M.; WALLEN, A. Wimpy and undeserving of respect: penalties for men's gender-inconsistent success, **Journal of Experimental Social Psychology**, v. 46, n. 4, p. 664–667. 2010.

HENDY, R.; SOFER, C. **A collective model of female labor supply: do distribution factors matter in the Egyptian case?**, Post-Print halshs-00482492, HAL. 2010.

ICD-11 for Mortality and Morbidity Statistics, (2019). Disponível em: <https://icd.who...>

ILGA World: Lucas Ramon Mendos, Kellyn Botha, Rafael Carrano Lelis, Enrique López de la Peña, Iliia Savelev and Daron Tan, **State-sponsored homophobia 2020: Global Legislation Overview Update**. Geneva, dec-2020.

IBGE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua**, 2012 a 2020. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatist...>

JACINTO, P.; FRIO, G.; UHR, D.; UHR, J. Offer of work and sexual orientation: evidence of Brasil. **The Empirical Economics Letters**, v. 16, n. 7. 2017.

JEPSEN, C.; JEPSEN, L. The sexual division of labor within households: comparisons of couples to roommates. **Eastern Economic Journal**, v. 32, n. 2, p. 299-312. 2015.

JEPSEN, L. Comparing the earnings of cohabiting lesbians, cohabiting heterosexual women, and married women: Evidence from the 2000 Census, **Industrial Relations: A Journal of Economy and Society**, v. 46 n. 4, p. 699–727. 2007.

KELLY, M.; LUBITOW, A. Pride at work: organizing at the intersection of the labor and LGBT movements. **Labor Studies Journal**, v. 39, n. 4, p. 257-277. 2015.

LENA, F.; HERMETO, A. Padrões de seletividade relacionados aos casais homossexuais e heterossexuais no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 32, p. 121-137. 2015.

LIPPA, R. Gender-related traits in gay men, lesbian women, and heterosexual men and women: The virtual identity of homosexual-heterosexual diagnosticity and gender diagnosticity, **Journal of Personality**, v. 68, n. 5, p. 899–926. 2000.

LONGO, L. **Uniões intra e inter-raciais, status marital, escolaridade e religião no Brasil: um estudo sobre a seletividade marital feminina, 1980-2000**. Tese (Doutorado em Demografia) – Departamento de Demografia, Universidade de Minas Gerais, Belo Horizonte. 2011.

MACIEL, M. C. **A Divisão do Trabalho Doméstico e a Oferta de Trabalho dos Casais no Brasil**. Tese – Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2008.

MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C; WAJNMAN, S. Sexo Frágil? Evidências sobre a inserção da mulher no mercado de trabalho brasileiro. **Série Estudos do Trabalho – Coletânea Gelre**, v. 01, n. 03. 2005.

MADALOZZO, R. **Teto de vidro e identificação: uma análise do perfil de CEOs no Brasil**, Insper Working Papers wp. n. 213, Insper Working Paper, Insper Instituto de Ensino e Pesquisa. 2010.

MARSIAJ, J. Gays ricos e bichas pobres: desenvolvimento, desigualdade socioeconômica e homossexualidade no Brasil. **Cadernos AEL10**, v. 10, n. 18/19, p. 129-149. 2010.

MARTELL, M. Identity management: Worker independence and discrimination against gay men, **Contemporary Economic Policy**, v. 36, n. 1, p. 136–148. 2018.

MAS-COLLEL, A.; WHINSTON, M.; GREEN, J. **Microeconomic theory**. Oxford University Press, USA. 1008 p. 1995.

MCELROY, M.; HORNEY, M. Nash-bargained household decisions: toward a generalization of the theory of demand. **International Economic Review**, p. 333-349, 1981.

MATTOS, G.; PAULA, P.; DOMINGUES, R. Campanhas Publicitárias para o Público LGBT: posicionamento de marca ou oportunidade de mercado. **ANAIS DO XXII Congresso Intercom – Sociedade Brasileira de Estudos Interdisciplinares da Comunicação**. 2017.

MELLO, L.; AVELAR, R.; MAROJA, D. Por onde andam as políticas públicas para a população LGBT no Brasil? **Sociedade e Estado**, v. 27, n.2, p. 289-312. 2012.

MONTEGARY, L. **Familiar perversions: the racial, sexual, and economic politics of LGBT families**. Rutgers University Press. 2018.

MROZ, T. The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions. **Econometrica**, v. 55, n. 4, 1987.

OREFFICE, S. Sexual orientation and household decision making: Same-sex couples' balance of power and labor supply choices. **Labour Economics**, v. 18, n. 2, p. 145-158. 2011.

RIBEIRO, C. A. C.; SILVA, N. V. Cor, educação e casamento: tendência da seletividade marital no Brasil, 1960 a 2000. **Revista de Ciências Sociais**, v. 52, n. 1, p. 7-51. 2009.

RODRIGUES, J.; HERNANDEZ, M. O arco-íris atravessando frestas: a ascensão dos debates sobre direitos LGBT na ONU. **Revista Brasileira de Ciência Política**, n.32, p. 207-248. 2020.

SAMUELSON, P. Social indifference curves. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 1-22, 1956.

SENADO. **Brasil é o país que mais mata homossexuais no mundo**. Disponível em: www12.senado....

SILVA, E.; BEZERRA, J. A representação LGBT na publicidade brasileira: um estudo de caso da campanha democracia de pele da Avon. **Anais XIII CONAGES**. 2018.

SILVA, C.; CUNHA, M. Desempenho e fatores determinantes da oferta de trabalho de casais no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 18, n. 1, p. 1-21, 2020.

SULIANO, D.; IRFFI, G.; CORRÊA, M. V.; CALVANCANTE, A.; OLIVEIRA, J. Orientação sexual e diferencial de salários no mercado de trabalho brasileiro. **Economia Aplicada**, v. 20, n. 3, p. 195-222. 2016.

SULIANO, D.; JESUS-FILHO, J.; IRFFI, G. Sexual orientation and wage differentials using anthropometric and health measures. **Estudos Econômicos**, v. 51, n.1, p. 111-142, São Paulo. 2021.

Supremo Tribunal Federal. Resolução. Supremo reconhece união homoafetiva. 2011. Disponível em: [/www.stf.jus.br/portal/cms....](http://www.stf.jus.br/portal/cms....)

STEFFENS, M.; NIEDLICH, C.; BERCHORNER, R.; KOHLER, M. Do positive and negative stereotypes of gay and heterosexual men affect job-related impressions?, **Sex Roles**, p. 1–17 2018.

TEBALDI, E.; ELMSLIE, B. Sexual orientation and labour supply. **Applied Economics**, v. 38, n. 5, p. 549–562. 2006.

TEDESCO, A.; SOUZA, K. Ser mulher importa? Determinantes, evidências e estimativas da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro. **Textos de Economia**, v. 23, n. 1, p. 1-21. 2020.

TILCSIK, A.; ANTEBY, M.; KNIGHT, C. Concealable stigma and occupational segregation: Toward a theory of gay and lesbian occupations, **Administrative Science Quarterly**, v. 60, n. 3, p. 446–481. 2015.

TRANSGENDER EUROPE. **TMM annual report**, 2016. Disponível em: <https://transres...>

VARIAN, H. **Microeconomic analysis**. W. W. Norton Company; 3ª edição. 576 p. 1992.

VERMEULEN, F. Collective household models: principles and main results. **Journal of Economic Surveys**, v. 16, n. 4, p. 533-564, 2002.

WOOLDRIDGE, J. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2002. 684p.

APÊNDICE A

Tabela A1 - Trajetória média da idade de cônjuge e responsável pelo domicílio

Ano	Homoafetivos		Heteroafetivos	
	Cônjuge	Responsável	Cônjuge	Responsável
2012	36	38	39	41
2013	32	35	39	42
2014	34	36	39	42
2015	33	36	40	42
2016	33	36	40	42
2017	33	35	40	42
2018	32	34	40	42
2019	33	35	41	42
2020	33	36	41	43

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

Tabela A2 - Composição da base de dados por sexo, 2012 a 2020

Ano	Homoafetivos		Heteroafetivos	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
2012	51,39%	48,61%	50%	50%
2013	58,56%	41,44%	50%	50%
2014	56,73%	43,27%	50%	50%
2015	64,71%	35,29%	50%	50%
2016	58,18%	42,42%	50%	50%
2017	62,05%	37,95%	50%	50%
2018	59,90%	40,10%	50%	50%
2019	64,06%	35,94%	50%	50%
2020	60,19%	39,81%	50%	50%

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

Tabela A3 - Composição da base de dados, cor, 2012 a 2020

Ano	Homoafetivos		Heteroafetivos	
	Branco	Não branco	Branco	Não branco
2012	54,29%	45,71%	43,67%	56,33%
2013	52,88%	47,12%	42,19%	57,81%
2014	51,22%	48,78%	42,52%	57,48%
2015	49,63%	50,37%	41,11%	58,86%
2016	51,69%	48,31%	40,78%	59,10%
2017	45,09%	57,20%	40,45%	59,55%
2018	47,22%	52,78%	40,13%	59,87%
2019	45,46%	54,54%	39,08%	60,92%
2020	43,49%	56,51%	37,67%	62,33%

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

Tabela A4 - Composição da BD por situação do domicílio, 2012 a 2020

Ano	Homoafetivos		Heteroafetivos	
	Área rural	Área urbana	Área rural	Área urbana
2012	0,00%	100,00%	27,64%	72,36%
2013	3,65%	96,35%	27,55%	72,45%
2014	4,88%	95,12%	28,11%	71,89%
2015	8,15%	91,85%	28,34%	71,66%
2016	4,89%	95,11%	28,82%	71,18%
2017	5,15%	94,85%	28,20%	71,80%
2018	6,50%	93,50%	28,45%	71,55%
2019	4,64%	95,36%	28,71%	71,29%
2020	5,75%	94,42%	30,18%	69,82%

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

Tabela A5 - Evolução escolaridade, heteroafetivos

Ano	Sem instrução	Fund. incom.	Fund.	Médio incom.	Médio	Superior incom.	Superior
2012	6,45%	39,24%	11,32%	4,91%	24,46%	3,04%	10,57%
2013	5,95%	38,57%	11,52%	4,78%	25,54%	2,91%	10,72%
2014	5,55%	37,45%	11,44%	4,93%	26,06%	3,09%	11,48%
2015	5,77%	36,62%	11,04%	5,12%	26,53%	3,03%	11,90%
2016	5,50%	35,69%	10,15%	5,37%	27,39%	3,02%	12,88%
2017	5,05%	35,05%	9,72%	5,72%	27,78%	3,21%	13,46%
2018	4,59%	30,79%	9,24%	5,98%	28,11%	3,47%	14,55%
2019	4,12%	33,12%	9,03%	5,93%	28,86%	3,56%	15,38%
2020	4,80%	33,65%	9,23%	6,04%	28,86%	3,32%	14,09%

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

Tabela A6 - Evolução escolaridade, LGBs

Ano	Sem instrução	Fund. incom.	Fund.	Médio incom.	Médio	Superior incom.	Superior
2012	0,00%	7,02%	7,06%	3,49%	36,53%	9,86%	36,03%
2013	1,81%	14,59%	9,15%	5,03%	35,54%	5,48%	28,40%
2014	0,98%	12,64%	7,28%	6,80%	29,83%	10,22%	32,24%
2015	2,22%	15,18%	7,76%	5,92%	34,82%	5,93%	28,16%
2016	0,30%	9,48%	7,02%	5,49%	36,39%	7,96%	33,36%
2017	1,55%	11,60%	6,97%	5,15%	37,34%	9,81%	27,58%
2018	1,50%	8,00%	3,74%	6,52%	39,48%	12,49%	28,28%
2019	1,85%	7,19%	4,63%	8,82%	34,11%	11,36%	32,03%
2020	0,93%	7,21%	6,28%	6,52%	36,96%	9,58%	33,04%

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

Tabela A7 - Trajetória ocupação, 2012 a 2020

Ano	Homoafetivos		Heteroafetivos	
	Ocupados	Desocupados	Ocupados	Desocupados
2012	92,89%	7,11%	95,57%	4,43%
2013	91,15%	8,85%	95,62%	4,38%
2014	94,46%	5,54%	95,85%	4,15%
2015	88,79%	11,21%	94,99%	5,01%
2016	89,19%	10,81%	93,15%	6,85%
2017	89,44%	10,56%	92,22%	7,78%
2018	87,07%	12,93%	92,43%	7,57%
2019	91,98%	8,02%	92,71%	7,29%
2020	86,08%	13,92%	92,02%	7,98%

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

Tabela A8 - Trajetória média da renda do trabalho no 1ºT casais homo e heteroafetivos

Ano	Homossexuais	Heterossexuais
2012	R\$ 4.126,01	R\$ 1.660,38
2013	R\$ 2.923,06	R\$ 1.649,71
2014	R\$ 3.446,67	R\$ 1.721,25
2015	R\$ 2.491,36	R\$ 1.634,67
2016	R\$ 3.078,96	R\$ 1.571,65
2017	R\$ 2.328,83	R\$ 1.615,87
2018	R\$ 2.985,55	R\$ 1.672,76
2019	R\$ 2.819,97	R\$ 1.711,25
2020	R\$ 2.509,24	R\$ 1.436,98

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).

Tabela A9 - Média de horas trabalhadas por semana

Ano	Homoafetivos		Heteroafetivos	
	Cônjuge	Responsável	Cônjuge	Responsável
2012	33,5	36,4	21,9	36,1
2013	32,4	35,7	22,1	35,1
2014	31,8	34,8	22,3	34,7
2015	29,2	32,9	21,8	33,9
2016	30,2	32,7	22,3	32,1
2017	31,3	32,3	23	30,8
2018	30,8	33,1	23,5	30,3
2019	34	32,9	24,4	29,7
2020	29,5	33,9	23,4	28,1

Fonte: elaboração própria com base em dados do IBGE (2022).