

# Modelos de racionalidade coletiva aplicados para casais homo e heteroafetivos brasileiros: evidências e estimações para o período de 2012 a 2020

Ana Carolina Tedesco\*  
Kênia Barreiro de Souza†

## Resumo

Este artigo pretende contribuir com a literatura econômica LGB ao analisar se a orientação sexual é uma variável importante para a inserção e permanência no mercado de trabalho. São utilizados microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio Contínua (PNADC) trimestrais para o período de 2012 a 2020, numa abordagem de modelos coletivos de oferta de trabalho. As estimações são feitas por meio de modelos de Mínimos Quadrados Ordinários em 3 Estágios. Como principais resultados, percebeu-se que a abordagem de modelos coletivos enquadra-se melhor para casais heteroafetivos. Além disso, fatores de barganha, como o diferencial de idade e escolaridade, auxiliam no entendimento das decisões intrafamiliares relativas à oferta de trabalho entre casais heteroafetivos. Por fim, para casais homoafetivos, o sexo do indivíduo não foi relevante para influenciar a oferta de trabalho.

**Palavras-chave:** LGB; modelo coletivo; MQO3E.

## Abstract

This article intends to contribute to the LGB economic literature by analyzing whether sexual orientation is an important variable for entering in the labor market. To achieve this objective, microdata from the Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) are used, from 2012 to 2020. Due to the nature of the PNADC DATA, the theoretical framework of models of collective rationality is applied to the labor market. The estimations are made in a system of equations, through the method of Ordinary Least Squares in 3 Stages (3SLS). The main results show that the collective models approach fits better for hetero-affective couples than for same-sex couples. In addition, for hetero-affective couples, bargaining factors, such as age and education differences, help to understand intra-family decisions regarding the offer of work.

**Keywords:** LGB; collective model; 3SLS.

**JEL Codes:** J01, J12, J71.

**Área temática 12:** Questões espaciais no mercado de trabalho.

## 1 Introdução

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). Como consequência desse importante avanço, a partir dos

---

\*Mestranda em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná (UFPR). E-mail: anactedesco@ufpr.br

†Professora no Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR).

anos 2000, teve início um movimento de valorização do público formado por lésbicas, gays e bissexuais, LGB, inicialmente focado em publicidade e propagandas (Mattos *et al.*, 2017) e evoluindo para vagas de emprego direcionadas a este público, 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 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.

De fato, a homossexualidade deixar de ser considerada doença pela OMS foi um passo muito importante para a população LGB, mas que não significou ou garantiu cidadania plena aos seus indivíduos, 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 com a de pena de morte (ILGA, 2020). Além disso, em ao menos 22 outros países, existem leis criadas com intuito de restringir o direito à liberdade de expressão sexual de LGBTs. De acordo com a IGLA (2020), os governos desses países empregam diversos meios para reduzir as discussões sobre assuntos relacionados à LGBTs, seja criminalizando esses indivíduos por ofenderem a moral ou religião, seja reduzindo a educação sexual nas escolas à educação sexual heterossexual, seja censurando a mídia ou associando símbolos LGB à pornografia e pedofilia, ou, ainda, perseguindo usuários de aplicativos de namoro.

Por outro lado, existem ao menos 11 países em que a população formada por LGB tem direitos garantidos pelas respectivas constituições, documento que define a base organizacional do governo e estabelece regras gerais que demais leis não podem infringir. 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. Há, por fim, um grupo formado por 57 países em que indivíduos LGBs são livres para se relacionarem com quem quiserem. O Brasil está incluído neste grupo que, embora não tenha leis específicas de proteção para LGBs, não criminaliza e não discrimina esta população.

No Brasil, a inclusão de pautas LGB nos debates e pesquisas também avança. Entre as conquistas alcançadas pela comunidade, há, em 2010, a inclusão de parceiros em planos de saúde<sup>1</sup>; em 2011, a instituição da Política Nacional de Saúde Integral de Lésbicas, Gays, Bissexuais, Travestis e Transexuais no Sistema único de Saúde - SUS<sup>2</sup>; em 2013, o casamento civil<sup>3</sup> e campanhas de combate à violência contra travestis e transexuais. Ainda neste ano, o Ministério da Saúde anunciou que essas pessoas poderiam optar por utilizar o nome social no Cartão SUS, com objetivo de reconhecer a legitimidade da identidade desses grupos e promover o maior acesso à rede pública. Por fim, em 2015, novos direitos civis foram conquistados, como a adoção de crianças por casais de homoafetivos, sem restrição de idade<sup>4</sup>.

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. 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.

---

<sup>1</sup>Ver mais em Agência Nacional de Saúde Suplementar, Diário Oficial da União, 4 de maio de 2010.

<sup>2</sup>Portaria nº 2.836 do Ministério da Saúde.

<sup>3</sup>Após a Resolução nº 175/2013 do Conselho Nacional de Justiça - CNJ.

<sup>4</sup>Recurso Extraordinário 846.102, STF, 05 de março de 2015.

Somente em 2019 o Atlas da Violência do Brasil (AVB) passou a incluir a população LGBT<sup>5</sup> em suas estatísticas. Nesse relatório, reforçou-se que o Brasil é um dos países mais violentos do mundo no quesito violência contra mulheres e LGBT, como já mostravam alguns índices e relatórios, como o Índice Global da Paz (2020) e o TransgendersEurope (2016). Antes do AVB contabilizar a violência contra essa comunidade, algumas organizações sem fins lucrativos já empregavam esforços oriundos de entidades privadas para elaborarem relatórios sobre a sua população, 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 essa população, trazem resultados surpreendentes, seja em violência corporal contra LGBT, seja em tentativas de homicídios e homocídios. As principais vítimas as mulheres transsexuais e travestis, seguido de perto pelas mulheres lésbicas. Segundo o Trans Murder Monitoring (2020), desde 2012, o Brasil é considerado o país que mais mata LGBT no mundo, liderado, sobretudo, pelos homicídios à população trans.

Desse modo, o principal objetivo do trabalho é analisar como a orientação sexual afeta a inserção e a participação de LGBs no mercado de trabalho brasileiro. 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. Para que esses objetivos sejam cumpridos, serão utilizados microdados oriundos da PNADC trimestral de 2012 a 2020, e como o IBGE não inclui travestis e transsexuais em seus questionários, a análise dessas pessoas no mercado de trabalho brasileiro sairá do escopo da presente análise.

Além disso, ao considerar que os indivíduos LGBs da amostra da PNADC podem ser identificados somente quando em um relacionamento conjugal com um parceiro dentro do mesmo domicílio, torna-se indispensável a análise apenas para casais, e fundamental que as análises da inserção e participação dos mesmos no mercado de trabalho sejam obtidas por meio de um modelo de oferta coletiva de trabalho, revelando-se o grande diferencial deste estudo. Ou seja, haja vista que os indivíduos que são foco do trabalho são observados somente como casal ou domicílio, ressalta-se a importância de que a análise econômica seja realizada nestes níveis. 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 controlados de acordo com suas respectivas características pessoais, sociais e laborais, afim de que se possa analisar como a orientação sexual e demais atributos individuais influenciam a oferta de trabalho dos brasileiros.

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 expõe a base de dados e explica brevemente a metodologia empregada. A seção cinco revela os resultados encontrados e, por fim, a última seção tece algumas considerações finais.

---

<sup>5</sup>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.

## 2 Revisão de literatura teórica

A abordagem tradicional para oferta de trabalho dos membros de uma família, disseminada 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, isto é, 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).

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”.

Desse modo, o “poder de barganha” de oferta de trabalho pode ser estimada a partir do modelo de decisão coletiva de Chappori e Ekeland (2002), em que a família é composta por dois indivíduos com preferências racionais e potencialmente diferentes. Aqui, as decisões são tomadas por meio de interações entre o casal e produzem respostas que são Pareto-Eficientes, uma vez que consideram que os membros da família tomarão decisões observando o comportamento um do outro. Estes modelos coletivos estão baseados na teoria de barganha com informação simétrica (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, o casal divide o rendimento de outras fontes de acordo com uma regra de compartilhamento não observável, 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, 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, por meio de um processo que produz uma alocação eficiente de Pareto. 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 e cônjuge que, por sua vez, representam o poder de barganha dos membros do casal.

## 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 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 dos membros são representadas pela função de utilidade:

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

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:

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

sujeito a

$$w_1 h^1 + w_2 h^2 + y \geq C^1 + C^2 \quad (3)$$

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

A função  $\mu$  é assumida como contínua e diferenciável. A solução depende de todos os parâmetros contidos em  $\mu$ , ou seja,  $w_1$ ,  $w_2$ ,  $y$ ,  $Z$ ,  $s$ . Ademais, dado que o poder de barganha  $s$  aparece somente em  $\mu$ , 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 que<sup>6</sup>:

$$\frac{\frac{\partial h^1}{\partial s_k}}{\frac{\partial h^1}{\partial s_1}} = \frac{\frac{\partial h^2}{\partial s_k}}{\frac{\partial h^2}{\partial s_2}} \quad \forall \quad k = 2, \dots, L \quad (4)$$

A expressão (4) reflete a igualdade entre as razões dos efeitos marginais de quaisquer dois fatores que capturem o poder de barganha dos cônjuges. Assim, o comportamento de oferta de trabalho dos indivíduos na família deve satisfazer essa condição, necessária e suficiente.

<sup>6</sup>Proposição 1 do modelo em Chiappori et al. (2002).

### 2.1.1 Modelo restrito

Segundo Chiappori et al. (2002), para descrever um modelo de oferta coletiva que levasse em conta questões que afetam o processo de alocação intrafamiliar, foi importante considerar que as preferências dos cônjuges são preferências egoístas<sup>7</sup>. 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:

$$U^i(1 - h^i, C^i, Z) \quad (5)$$

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

De acordo com o segundo teorema do bem-estar, ao considerar que os indivíduos tenham preferências egoístas, 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 (1) pode ser reescrita considerando-se a existência de uma função  $\vartheta(w_1, w_2, y, s_1, s_2, Z_1, Z_2)$ , em que cada membro  $i$  soluciona o seguinte problema<sup>8</sup>:

$$\max_{h^i, C^i} U^i(1 - h^i, C^i, Z) \quad (6)$$

sujeito a:

$$w_i h^i + \vartheta^i \geq C^i \quad (7)$$

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

$$\vartheta^1 = \vartheta, \quad \vartheta^2 = y - \vartheta \quad (8)$$

As expressões (6), (7) e (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  $\vartheta$ . 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  $\vartheta$  é conhecida como regra de compartilhamento, e tem esse nome por descrever como a renda do não-trabalho é dividida entre os cônjuges.

## 2.2 Restrições a oferta de trabalho e a regra de compartilhamento

Sabe-se que as condições do modelo impõem restrições nas funções de oferta de trabalho. Assim, assumindo que as equações (2) e (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:

$$h^1 = H^1[w_1, \vartheta(w_1, w_2, y, s_1, s_2, Z_1, Z_2)] \quad (9)$$

$$h^2 = H^2[w_2, y - \vartheta(w_1, w_2, y, s_1, s_2, Z_1, Z_2)] \quad (10)$$

Os termos do lado direito das funções de oferta de trabalho (9) e (10) representam os salários de cada indivíduo. Esses termos têm derivadas com valor negativo, refletindo um efeito puro

<sup>7</sup>Suposição E do modelo em Chiappori et al. (2002).

<sup>8</sup>Proposição 2 do modelo em Chiappori et al. (2002).

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.

### 3 Revisão de literatura empírica

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 heteroafetivos. Esses achados 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 uma penalidade de ganhos para gays, mas mostram um prêmio de ganhos robusto para lésbicas.

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

De acordo com 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 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. Martell (2018) mostrou que gays preferem profissões em que podem disfarçar sua orientação sexual, com intuito de 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. Como Martell (2018) exibiu que parte da preferência de gays por ocupações que possam disfarçar sua orientação sexual, Burn e Martell (2020) sugeriram que essa preferência 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 punir mulheres que violam essas normas tradicionais de gênero, com punições 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, Oreffice (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 heteroafetivos. Essa evidência vai conforme o que anunciara Jepsen (2007), 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. Há também quem diga 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 (Carpenter, 2008), uma vez que diminui a demanda por especialização nas famílias e aumenta os retornos à especialização de mercado (CARPENTER e EPPINK, 2017).

De acordo com Daneshvary et al. (2008) e Hensen et al. (2020), essas evidências sugerem que, embora importantes, investimentos em capital humano realizados antes de constituição familiar entre lésbicas podem não explicar totalmente o prêmio salarial que recai sobre o grupo. É preciso considerar que, nesse ponto, há autores 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.

Esse é o caso de Antecol et al. (2013), que pontua que as diferenças nos níveis de escolaridade explicam grande parte das vantagens salariais que recebem as mulheres lésbicas frente a suas homólogas heteroafetivas. De fato, não é novidade na literatura econômica tradicional que investimentos em educação aprimoram habilidades individuais, que são premiadas no mercado de trabalho (BECKER, 1964). 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, há 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 salários de gays e homens heteroafetivos em todos os modelos estimados. No entanto, mostram resultados diferentes para lésbicas e mulheres heteroafetivos, 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 apenas 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 homossexual está associado com uma maior quantidade de horas de trabalho ofertadas frente às mulheres heteroafetivos.

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 heteroafetivos, mesmo quando controlados pelas características ocupacionais e corrigido pelo viés de seleção, o que, novamente, segue na direção da literatura nacional



e internacional.

Quanto 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 índices apresentados por Corrêa, Irffi e Suliano (2013), que utilizaram dados de cônjuges de apenas três estados brasileiros<sup>9</sup> e encontraram prêmios salariais de até 40% a mais para gays relativamente a homens heteroafetivos. Nesse trabalho, os resultados para as mulheres vão ao 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.

### 3.1 Evidências para modelos de oferta coletiva

Para o cenário brasileiro, há o caso de Gruppi (2018), que foi pioneiro em relação a análises da escolha coletiva sobre oferta de trabalho de casais homoafetivos no Brasil. 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.

Alem 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 o cônjuge “esposa”, aumentando-se ou mantendo-se constante para chefes de domicílio, tanto para casais heteroafetivos quanto para casais homoafetivos.

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.

Há também o caso de Fernandes e Scorzafave (2009), 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 oferta das pelo homem em 0,089. Com relação à variável de razão de sexo, encontraram que o aumento de 1 ponto percentual nesta variável eleva a jornada média dos maridos em

---

<sup>9</sup>A saber: São Paulo, Rio de Janeiro e Ceará.

7 horas mensais.

Por fim, há Maciel (2008), pioneira na aplicação de modelos de racionalidade coletiva utilizando dados brasileiros. Essa autora estima o modelo 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, mulheres que casadas possuem maior poder de barganha relativamente às mulheres que têm filhos.

#### 4 Dados e metodologia

A participação da população LGB no mercado de trabalho brasileiro será analisada por meio de um modelo 3SLS, que permitirá a análise do efeito das características individuais e familiares na probabilidade de participar do mercado de trabalho. Para tanto, são utilizados os microdados trimestrais disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), na Pesquisa Nacional de Amostra a Domicílios Contínua (PNADC), para o período compreendido entre 2012 e 2020.

São considerados casais em que ambos os membros possuem idade entre 18 e 65, em que ao menos um dos membros do casal tenha uma oferta positiva de horas de trabalho.

O procedimento para identificação de indivíduos hetero e homoafetivos consiste em, primeiramente, identificar as pessoas que residem com cônjuges. Em seguida, verifica-se se este enquadra-se na situação de “cônjuge de mesmo sexo” ou “cônjuge de sexo oposto”. Na ocorrência do primeiro caso, é possível dizer que consiste em casal homoafetivo; na ocorrência do segundo caso, classifica-se como casal heteroafetivo. Ademais, 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<sup>10</sup>.

##### 4.1 Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários em 3 Estágios

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.

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

---

<sup>10</sup>A PNADC não faz referência à orientação sexual dos indivíduos e apenas permite inferir a existência de gays, lésbicas e bissexuais quando se encontram em situações de coabitação, ou seja, este trabalho também inclui pares de conviventes (*roommates*) do mesmo sexo, o que pode interferir nos resultados, embora espere-se que essa intromissão não gere grandes distorções nas análises que dizem respeito aos indivíduos LGBs.

no segundo estágio (Wooldridge, 2002). O vetor de coeficientes será dado por:

$$B_{MQ2EG} = (X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1}Y \quad (11)$$

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  $\Sigma$ . Assim, os estimadores podem ser expressos como:

$$B_{MQ3E} = (X(\sum \hat{\cdot}^{-1} \otimes Z(Z'Z)^{-1}Z')X^{-1})^{-1}X(\sum \hat{\cdot}^{-1} \otimes Z(Z'Z)^{-1}Z')Y \quad (12)$$

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 que adotadas neste trabalho são dadas por:

$$h^1(w_1, w_2, y, s^1, s_2, Z) = \rho_0 + \rho_1 \cdot \log(w_1) + \rho_2 \cdot (w_2) + \rho_3 \cdot y + \rho_4 \cdot \log(w_1) \cdot \log(w_2) + \rho_5 \cdot s_1 + \rho_6 \cdot s_2 + \rho_7^I \cdot Z \quad (13)$$

$$h^2(w_1, w_2, y, s^1, s_2, Z) = \zeta_0 + \zeta_1 \cdot \log(w_1) + \zeta_2 \cdot (w_2) + \zeta_3 \cdot y + \zeta_4 \cdot \log(w_1) \cdot \log(w_2) + \zeta_5 \cdot s_1 + \zeta_6 \cdot s_2 + \zeta_7^I \cdot Z \quad (14)$$

Ao aplicar a condição de igualdade referente à expressão (4) nas equações de oferta de trabalho (13) e (14), 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:

$$\frac{\rho_5}{\zeta_5} = \frac{\rho_6}{\zeta_6} \quad (15)$$

#### 4.2 Variáveis explicativas

Nas estimações, as variáveis dependentes serão o número de horas de trabalho ofertadas mensalmente e a renda do trabalho de ambos os cônjuges. As variáveis explicativas, por sua vez, serão 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, controlado para o estado de São Paulo, o ano da pesquisa, com controle para 2012, o trimestre da entrevista, controlado para o primeiro, a renda do trabalho do cônjuge e a renda do trabalho do responsável pelo domicílio. O poder de barganha, por sua vez, será medido por meio do diferencial de idade e do diferencial de escolaridade entre os cônjuges.

## 5 Resultados

A partir do sistema de equações (13) e (14), foram estimadas as equações que descrevem o comportamento de oferta de trabalho dos casais hetero e homoafetivos brasileiros.

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 1. 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 1 apontam que tanto o diferencial de idade, quanto de escolaridade, foram significativas a 1% de confiança, 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 desse tipo 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 1, os resultados das estimativas do que será chamado de “Modelo 2”, uma nova estimação que considera endógenas as taxas de salário/hora dos cônjuges. Assim, nas quinta e sexta colunas da Tabela 1, são apresentados os resultados das estimações das equações (13) e (14) para heteroafetivos, e nas colunas 7 e 8, os resultados das novas estimações 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. Por fim, vale ressaltar que, em ambos os modelos, foram consideradas as informações relativas aos pesos de cada observação.

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, socio-demográficas, 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 divergiram 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 estimações 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. Para as mulheres, é dada a opção de abdicar da participação no mercado de trabalho e dedicar-se aos cuidados da casa e dos filhos. Os resultados mostrados na Tabela 1 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, de acordo com 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.

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 1, 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, apresenta um impacto positivo sobre a decisão de oferta de trabalho de responsáveis pelo domicílio, mas esse efeito 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 1 - Sistema de equações de oferta de trabalho: casais homo e heteroaletivos

| Variáveis             | Modelo 1               |                        |                        |                        | Modelo 2               |                        |                       |                     |
|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|---------------------|
|                       | Heteroaletivos         |                        | Homoaletivos           |                        | Heteroaletivos         |                        | Homoaletivos          |                     |
|                       | Cônjuge                | Responsável            | Cônjuge                | Responsável            | Cônjuge                | Responsável            | Cônjuge               | Responsável         |
| idade                 | 0,2832***<br>(0,0195)  | 0,3899***<br>(0,0195)  | -0,1871<br>(0,2667)    | 0,2553<br>(0,2640)     | 0,1770***<br>(0,0252)  | 0,2581***<br>(0,0240)  | -0,1735<br>(0,6260)   | 0,2149<br>(0,4720)  |
| idade2                | -0,0034***<br>(0,0002) | -0,0046***<br>(0,0002) | 0,0019<br>(0,0035)     | -0,0028<br>(0,0032)    | -0,0022***<br>(0,0002) | -0,0031***<br>(0,0002) | 0,0018<br>(0,6790)    | -0,0026<br>(0,4590) |
| mulher                | -6,7339***<br>(0,0693) | -6,7101***<br>(0,0682) | 0,6020<br>(0,7348)     | -1,0125<br>(0,8032)    | -6,4423***<br>(0,1627) | -6,7538***<br>(0,1412) | 0,3645<br>(0,7550)    | -0,2618<br>(0,8860) |
| branco                | 0,9705***<br>(0,0610)  | 0,8292***<br>(0,0600)  | 0,3221<br>(0,7719)     | -0,3377<br>(0,8532)    | 0,9759***<br>(0,0628)  | 0,8170***<br>(0,0619)  | 0,0882<br>(0,9290)    | -0,1686<br>(0,8580) |
| fundamental           | 2,2529***<br>(0,0968)  | 1,5917***<br>(0,0934)  | 0,8092<br>(1,8258)     | 4,0319*<br>(0,1815)    | 1,1890***<br>(0,2115)  | 0,1838<br>(0,1725)     | 1,0768<br>(0,5990)    | 3,4455<br>(0,2340)  |
| ensino médio          | 3,7917***<br>(0,0872)  | 2,5019***<br>(0,0848)  | 1,5900<br>(1,5936)     | 7,5220***<br>(1,8526)  | 2,0822***<br>(0,3074)  | 0,2593<br>(0,2364)     | 2,6948<br>(0,3280)    | 4,8871<br>(0,3990)  |
| ensino superior       | 5,8973***<br>(0,1157)  | 4,3666***<br>(0,1146)  | 4,1185*<br>(1,8669)    | 9,1016***<br>(2,1591)  | 3,8464***<br>(0,2863)  | 2,0404***<br>(0,2261)  | 5,4942<br>(0,2040)    | 3,5011<br>(0,7310)  |
| urbano                | 3,4118***<br>(0,1041)  | 1,8462***<br>(0,1026)  | 1,5097<br>(2,5046)     | 2,1056<br>(2,7262)     | 1,8867***<br>(0,2508)  | -0,0950<br>(0,1916)    | 1,6453<br>(0,5170)    | 1,6894<br>(0,5640)  |
| log salário_h cônjuge | -4,9557***<br>(0,0828) | 0,8530***<br>(0,0811)  | -4,9311***<br>(1,1003) | 1,3297<br>(1,1937)     | 3,7484***<br>(0,8978)  | 10,6719***<br>(1,0407) | -5,5293<br>(0,6320)   | 3,4588<br>(0,7490)  |
| log salário_h resp    | 0,6340***<br>(0,0828)  | -4,5087***<br>(0,0811) | -0,4691<br>(1,0551)    | -5,7371***<br>(1,1713) | 7,0690***<br>(1,2549)  | 4,2994***<br>(0,7175)  | -3,4381<br>(0,4900)   | 5,2448<br>(0,7600)  |
| log salário_h cruzado | 0,2034***<br>(0,0268)  | 0,1681***<br>(0,0264)  | 0,4611<br>(0,2812)     | 0,5384*<br>(0,3074)    | -2,3294***<br>(0,3482) | -2,9655***<br>(0,2793) | 0,9886<br>(0,6280)    | -1,3132<br>(0,7260) |
| diff_idade            | -0,0279***<br>(0,0047) | 0,0249***<br>(0,0047)  | -0,1669***<br>(0,0475) | 0,0205<br>(0,0568)     | -0,0234***<br>(0,0061) | 0,0310***<br>(0,0058)  | -0,1310<br>(0,1560)   | -0,0784<br>(0,5770) |
| diff_escolaridade     | 0,1454***<br>(0,0093)  | -0,1106***<br>(0,0093) | 0,1236<br>(0,1824)     | 0,0726<br>(0,1898)     | 0,1041***<br>(0,0242)  | 0,0200<br>(0,0218)     | 0,2474<br>(0,3520)    | 0,1154<br>(0,7480)  |
| intercepto            | 41,6096***<br>(0,5225) | 41,7160***<br>(0,5287) | 49,4978<br>(8,6116)*** | 34,3252***<br>(9,2867) | 25,2564***<br>(2,1699) | 22,0001***<br>(1,7695) | 53,8310**<br>(0,0040) | 16,9738<br>(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 (2021) com base em dados do IGBE (2021).

Erros-padrão entre parênteses.

\* p &lt; 0,1; \*\* p &lt; 0,05; \*\*\* p &lt; 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, (13) e (14).

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 (15). 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

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

Fonte: elaboração própria (2021) com base em dados do IGBE (2021).

## 6 Considerações finais

O principal objetivo desse estudo era contribuir com a iniciante literatura econômica brasileira que se dedica a entender as relações entre a comunidade LGB e o 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.

Os principais resultados encontrados mostraram que a abordagem de racionalidade coletiva aplica-se bem para casais heteroafetivos, mas não tão bem para casais homoafetivos. Nesse sentido, pode-se concluir 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 depende do poder de barganha que o mesmo possui.

Para casais homoafetivos, a não significância dos resultados pode sugerir que esses cônjuges tomam decisões de maneira mais independente em relação a seus parceiros relativamente a casais heteroafetivos, indicando que a abordagem de oferta coletiva pode não ser a melhor para analisar a oferta de trabalho deste grupo.

Nesse sentido, estudos futuros podem estimar as equações de oferta de trabalho de cônjuges homoafetivos brasileiros fora de um sistema de equações, com intuito de realizar comparações com os resultados aqui encontrados. Além disso, pode-se aplicar alguns testes de robustez, em que o sistema de equações de oferta de trabalho dos casais homo e heteroafetivos brasileiros seja novamente estimado, com amostras alternativas à apresentada neste trabalho.

Outra possibilidade é direcionar esforços para o grupo de indivíduos que declararam ofertar 0 horas de trabalho. Essa questão diz respeito ao que fora advertido por Rendy e Sofer (2010), de que restringir a amostra ao contexto de casais que em que ambos os cônjuges ofertam uma quantidade positiva de horas de trabalho por semana pode trazer problemas de viés, principalmente para as mulheres. Mesmo assim, esse critério foi adotado tanto por Chiappori et al. (2002) quanto por Vermeulen (2005), sob a justificativa de que a introdução de soluções de canto originadas pelas famílias nas quais pelo menos um cônjuge não trabalha não é trivial.

Por fim, reforça-se a necessidade de novos estudos que estabeleçam interações entre a economia e a comunidade LGB brasileira. Para isso, é importante que ocorram significativos avanços na literatura teórica sobre o tema, assim como um desenvolvimento de trabalhos empíricos que busquem fornecer evidências sobre as disparidades que afetam esses indivíduos. Dessa maneira, será possível elaborar intervenções e aperfeiçoar políticas públicas que tenham o propósito de reduzir a discriminação sofrida por essa população, ao mesmo passo em que se torna factível a criação de programas que promovam o respeito à diversidade de gênero e sexual na sociedade.

## REFERÊNCIAS

- ATLAS DA VIOLÊNCIA.** Ipea, 2020. Disponível em [www.ipea.gov.br/atlas...](http://www.ipea.gov.br/atlas...)
- 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.
- BECKER, G. S. A theory of marriage: Part I. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 4, p. 813-846. 1973.
- 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.
- 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.
- Supremo Tribunal Federal.** Resolução. Supremo reconhece união homoafetiva. 2011. Disponível em: [/www.stf.jus.br/portal/cms...](http://www.stf.jus.br/portal/cms...)
- 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, Samuel 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.
- CHIAPPORI, P-A. Rational household labor supply. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p.63-90, 1988.
- CHIAPPORI, P-A. Collective labor supply and welfare. **Journal of political Economy**, 100(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: identification; manuscript**, University of Chicago. 2002.
- ICD-11 for Mortality and Morbidity Statistics**, (2019). Disponível em <https://icd.who.int/browse11/l-m/en>
- 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. E.; MARTELL, M. E. **Self-Identified Sexual Orientation and the Lesbian Earnings Differential.** American University, Department of Economics. 2014.
- 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...>
- ILGA World: Lucas Ramon Mendos, Kellyn Botha, Rafael Carrano Lelis, Enrique López de la Peña, Ilia Savelev and Daron Tan, State-Sponsored Homophobia 2020: Global Legislation Overview Update (Geneva: ILGA, December 2020).

- JACINTO, P. A.; FRIO, G. S.; UHR, D. A. P.; UHR, J. G. Z. Offer of work and sexual orientation: evidence of Brasil. **The empirical Economics Letters**, v. 16, n. 7. 2017.
- JEPSEN, C. A.; JEPSEN, L. K. The sexual division of labor within households: comparisons of couples to roommates. **Eastern Economic Journal**, v. 32, n. 2, p. 299-312. 2015
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- SENADO. Brasil é o país que mais mata homossexuais no mundo. Disponível em: [www12.senado...](http://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.
- 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.
- 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.
- TRANS MURDER MONITORING, 2020. Disponível em <https://transrespect.org/...>
- TRANSGENDER EUROPE. TMM annual report, 2016. Disponível em <https://transres...>
- 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.