

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

MARIEL GOUVEA GRUPPI

**UMA ANÁLISE COLETIVA DA OFERTA DE TRABALHO DOS CASAIS DE
MESMO SEXO E CASAIS DE SEXO OPOSTO BRASILEIROS**

CURITIBA

2018

MARIEL GOUVEA GRUPPI

**UMA ANÁLISE COLETIVA DA OFERTA DE TRABALHO DOS CASAIS DE
MESMO SEXO E CASAIS DE SEXO OPOSTO BRASILEIROS**

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do grau de Mestre em Desenvolvimento Econômico, Programa de Pós-graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, da Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto

CURITIBA

2018

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA BIBLIOTECA DE CIÊNCIAS
SOCIAIS APLICADAS – SIBI/UFPR COM DADOS FORNECIDOS PELO(A)
AUTOR(A)

Gruppi, Mariel Gouvêa

Um análise coletiva da oferta de trabalho de casais de mesmo sexo e casais de sexo oposto brasileiros / Mariel Gouvêa Gruppi . - 2018.

97 p.

Orientador: Paulo de Andrade Jacinto .

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

Defesa: Curitiba, 2018.

1. Mercado de trabalho – Identidade de gênero. 2. Trabalhadores - Identidade de gênero. 3. Economia da família. I. Jacinto, Paulo de Andrade. II. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. III. Título.

CDD 331.56

Bibliotecária: Mara Sueli Wellner – CRB 9/922



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
SETOR SETOR DE CIÊNCIAS SOCIAIS E APLICADAS
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO DESENVOLVIMENTO
ECONÔMICO

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da Dissertação de Mestrado de **MARIEL GOUVEA GRUPPI**, intitulada: **UMA ANÁLISE COLETIVA DA OFERTA DE TRABALHO DOS CASAIS DE MESMO SEXO E CASAIS DE SEXO OPOSTO BRASILEIROS**, após terem inquirido a aluna e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua aprovação no rito de defesa.

A outorga do título de Mestre 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, 23 de Março de 2018.

PAULO DE ANDRADE JACINTO(UFPR)
(Presidente da Banca Examinadora)

VINICIUS DE ALMEIDA VALE(UFPR)

KÊNIA BARREIRO DE SOUZA(UFPR)

DEDICATÓRIA

À minha família e aos amigos e amigas
que me ajudaram a tornar esse sonho
possível.

“A sua própria vida deve ser a sua
mensagem”.

- Thich Nhat Hanh

RESUMO

Este trabalho busca analisar a oferta de trabalho para uma amostra de casais de homoafetivos brasileiros identificados no Censo Demográfico de 2010. A análise é feita sob a perspectiva dos modelos de racionalidade coletiva com fatores distributivos para oferta de trabalho. Os fatores distributivos são variáveis que não afetam as preferências dos indivíduos diretamente, mas interferem no processo decisório intradomiciliar. Os modelos coletivos apresentam um arcabouço teórico para examinar o processo de tomada de decisão intradomiciliar e suas alocações, sobre consumo e oferta de trabalho das famílias. A forma de identificação dos casais homoafetivos no Censo Demográfico de 2010 é feita em pares, isto é, o chefe do domicílio e o cônjuge são identificados conjuntamente, desta forma, determinou-se que a utilização de um modelo que analisa a escolha coletiva seja mais adequada neste caso para que a interpretação da oferta de trabalho seja feita em nível de casal. Foram efetuados testes em amostras de casais com filhos e sem filhos, em que ambos os cônjuges ofertam trabalho ou apenas um dos cônjuges ofertam trabalho no mercado formal. Os métodos utilizados trataram de estimar o total de horas de trabalho mensais com relação às variáveis de controle e os fatores distributivos que são utilizados como *proxies* para o equilíbrio do poder de barganha dos cônjuges. Quanto aos resultados para a amostra em que ambos os cônjuges participam do mercado de trabalho, os efeitos obtidos para os fatores distributivos possuem desempenhos diferentes, quanto a magnitude e sinais esperados das variáveis, segundo a orientação sexual e a natureza da união conjugal, igualmente conforme a presença de filhos no domicílio. Os resultados encontrados com os métodos que corrigem o viés de seleção amostral para a não-participação no mercado de trabalho revelam pouco poder explicativo para as *proxies* do poder de barganha na determinação da oferta de trabalho dos casais de um modo geral. As repercussões dos resultados deste trabalho são pioneiras com relação às análises da escolha coletiva sobre oferta de trabalho de casais homoafetivos no Brasil, além do mais, avançam na literatura ao utilizar a abordagem dos modelos coletivos em uma amostra do Censo Demográfico, bem como nos estudos econômicos da população LGB no Brasil.

Palavras-chave: Oferta de Trabalho. Economia da Família. Modelos Coletivos.

ABSTRACT

This work seeks to analyze the labor supply for a sample of same-sex couples identified in the Demographic Census of 2010. The analysis is made under the perspective of the collective models with distribution factors to labor supply. The distribution factors are variables that do not affect the preferences of the individuals directly but interfere in the decision-making process in the household. The collective models present a theoretical framework to examine the decision-making process in the household and its allocations, on the consumption and labor supply of families. The form of identification of the same-sex couples in the Demographic Census of 2010 is made in pairs, that is to say, the head and the partner of the household are identified together, in this way, the use of a model that analyzes the collective choice is more adequate in this case so that the interpretation of the labor supply is done at the couple level. Tests were carried out on samples of couples with children and without children, in which both spouses or only one spouse work in the formal market. The methods used tried to estimate the total of monthly working hours in relation to control variables and the distribution factors that are used as proxies for spouses' bargaining power. Regarding the results for the sample in which both spouses participate in the labor market, the effects obtained for the distribution factors have different performances, as to the magnitude and expected signs of the variables according to the sexual orientation, the marital union and the presence of children. The results found for non-participation reveal little explanatory power for bargaining power proxies in determining the labor supply of couples. The repercussions of the results of this study are pioneering in relation to the analyzes of the collective choice of labor supply of same-sex couples in Brazil. Furthermore, they are advancing in the literature when using the collective models approach in a sample of the Demographic Census, as well as in the studies the LGB population in Brazil.

Key-words: Labor Supply. Household Economics. Collective Models.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Gráficos da Distribuição de Horas – por grupo	96
Figura 2: Gráficos da Distribuição do Logaritmo do Salário Real	97

LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Síntese Dos Trabalhos Que Testam Modelos Coletivos De Oferta De Trabalho	35
--	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Composição dos Casais – Características Individuais	54
Tabela 2: Composição dos Casais – Características da Família	57
Tabela 3: Médias das Variáveis de Impacto – por gênero	58
Tabela 4: Estimação Tobit para casais homoafetivos	61
Tabela 5: Estimação Heckit e Double-hurdle para casais homoafetivos	64
Tabela 6.1: Estimação Tobit para cônjuges sem filhos – ambos participam	78
Tabela 6.2: Estimação Tobit para cônjuges sem filhos – ambos participam	79
Tabela 6.3: Estimação Tobit para cônjuges sem filhos – ambos participam	80
Tabela 7.1: Estimação Tobit para cônjuges com filhos – ambos participam	81
Tabela 7.2: Estimação Tobit para cônjuges com filhos – ambos participam	82
Tabela 7.3: Estimação Tobit para cônjuges com filhos – ambos participam	83
Tabela 8.1: Estimação Heckit para cônjuges sem filhos – heckman.....	84
Tabela 8.2: Estimação Heckit para cônjuges sem filhos – heckman.....	85
Tabela 8.3: Estimação Heckit para cônjuges sem filhos – heckman.....	86
Tabela 9.1: Estimação Heckit para cônjuges com filhos – heckman.....	87
Tabela 9.2: Estimação Heckit para cônjuges com filhos – heckman.....	88
Tabela 9.3: Estimação Heckit para cônjuges com filhos – heckman.....	89
Tabela 10.1: Estimação Double Hurdle para cônjuges sem filhos	90
Tabela 10.2: Estimação Double Hurdle para cônjuges sem filhos	91
Tabela 10.3: Estimação Double Hurdle para cônjuges sem filhos	92
Tabela 11.1: Estimação Double Hurdle para cônjuges com filhos	93
Tabela 11.2: Estimação Double Hurdle para cônjuges com filhos	94
Tabela 11.3: Estimação Double Hurdle para cônjuges com filhos	95

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	14
2	SÍNTESE DOS MODELOS DE ALOCAÇÕES INTRAFAMILIARES	19
2.1	MODELOS UNITÁRIOS	19
2.1.1	Hipótese da Renda Conjunta.....	21
2.1.2	Transferências Intergeracionais	21
2.1.3	Oferta de Trabalho.....	22
2.2	MODELOS NÃO-UNITÁRIOS	23
2.3	MODELOS DE RACIONALIDADE COLETIVA.....	24
2.4	MODELO ECONÔMICO.....	26
2.4.1	Modelo de Racionalidade Coletiva para Oferta de Trabalho	26
2.4.2	Modelo Generalizado.....	27
2.4.3	Modelo Restrito.....	29
2.4.4	Restrições a Oferta de Trabalho e a Regra de Compartilhamento	30
2.4.5	Predições do Modelo aos Fatores Distributivos e Oferta de Trabalho.....	31
2.5	EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS	31
3	DADOS E ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	40
3.1	CONTEXTUALIZAÇÃO DA BASE DE DADOS E ESTRATÉGIA PARA IDENTIFICAÇÃO DOS CASAIS DE MESMO SEXO	40
3.2	BASE DE DADOS	42
3.3	ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	44
3.3.1	Forma Funcional para a Oferta de Trabalho.....	44
3.3.2	Métodos para Investigação.....	45
3.3.3	Testando os Pressupostos para Regra de Compartilhamento	49
4	CARACTERIZAÇÃO DAS FAMÍLIAS LGBs NO BRASIL – CENSO 2010.	51
5	ESCOLHA COLETIVA SOBRE OFERTA DE TRABALHO DOS CASAIS DE MESMO SEXO.....	60
5.1	RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES.....	60
5.1.1	Casos Em Que Ambos Os Cônjuges Participam Do Mercado De Trabalho.	60
5.1.2	Casos Em Que É Corrigido O Viés De Seleção Amostral	62
5.2	DISCUSSÃO DAS ESTIMAÇÕES.....	65
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	68
	REFERÊNCIAS.....	71

APÊNDICE A.....	78
-----------------	----

1 INTRODUÇÃO

A Economia da Família tem sido um tema bastante explorado dentro da Ciência Econômica. Tal interesse é motivado pela constatação de que as questões de agência, do equilíbrio no poder de barganha dentro do domicílio, das desigualdades intradomiciliares no tempo dedicado ao trabalho doméstico e o cuidado são relevantes para explicar decisões de participação no mercado de trabalho (MADALOZZO e GOMES, 2012; ANTECOL e STEINBERGER, 2013), nos investimentos em educação e saúde (CASTRO E VAZ, 2007; CURI e MENEZES-FILHO, 2010), dentre outras decisões econômicas (THOMAS, 1990; RANGEL, 2006).

De forma usual na literatura, os economistas se voltam a elaborar um modelo estilizado para tentar explicar como as famílias executam duas funções básicas observadas: a alocação do tempo pelos cônjuges e a participação no mercado de trabalho. Quanto a alocação do tempo, os modelos envolvem, basicamente, predições acerca de quem irá executar quais tarefas, sejam as tarefas domésticas ou a função de trabalho remunerado (BADGETT, 2001). A respeito disso, existe um corpo teórico e empírico de modelos apontando que a distribuição do poder entre os cônjuges influencia o resultado das alocações domésticas, tanto sobre a oferta de trabalho (CHIAPPORI, 1992; CHIAPPORI, et al. 2002; VERMEULEN, 2006), como também quanto ao consumo (BROWNING et al., 1994; BUTIKOFER e GERFIN, 2017).

Os modelos de alocações intrafamiliares surgiram a partir da microeconomia tradicional e consideravam que um domicílio era determinado por uma função de utilidade comum a todos os membros do domicílio. Esses modelos, chamados de “unitários”, foram abordados como padrão durante algum período, porém uma série de trabalhos começaram a rejeitar suas hipóteses. Os trabalhos em questão apontaram que os modelos unitários possuíam um problema de agregação, pois consideravam os indivíduos como objeto de análise utilizando os domicílios como unidades de observação (ALDERMAN et al., 1995; ELSAS, 2016). Isto levou, então a elaboração de uma abordagem idealizada para considerar a heterogeneidade das funções de utilidade dos membros de um domicílio. Foi a partir dessa concepção que surgiram os modelos de racionalidade coletiva. Tais modelos concebiam que existiam diferentes funções utilidades dentro de um mesmo domicílio e que isto afetava as alocações finais de uma família (CHIAPPORI, 1988, 1992).

As análises econômicas, em geral, buscam traçar resultados acerca de famílias tradicionais, consideradas biparentais e heteroafetivas (BADGETT, 2001). Contudo, autores ressaltam a importância de se buscar entender a dinâmica e o comportamento econômico das famílias não-tradicionais, como as de núcleo homoafetivo (BADGETT, 1995b; CARRINGTON, 2002). Sobre isso, existem trabalhos que explicam diferenciais de rendimentos entre indivíduos homossexuais e heterossexuais (BADGETT, 1995a; ANTECOL e STEINBERGER, 2008); ou sobre os diferenciais da oferta de trabalho e participação no mercado de trabalho (TEBALDI e ELMSLIE, 2006). Além desses aspectos, estudos recentes têm apontado que, entre casais de sexo oposto, ocorre uma maior probabilidade de os cônjuges buscarem algum nível de especialização no sentido da divisão do trabalho doméstico e laboral. Contudo, se avaliada entre os casais de mesmo sexo, existem evidências de uma menor tendência à especialização (JEPSEN E JEPSEN, 2002, 2006, 2015). Dadas todas essas características é importante também verificar 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.

Considerando os fatores acima citados, Oreffice (2011) foi a primeira autora a aplicar um modelo de racionalidade coletiva¹ para determinar o efeito da distribuição do poder de barganha sobre a oferta de trabalho de casais homoafetivos nos Estados Unidos. Incorporando um modelo que utiliza fatores distributivos como *proxies* para o poder de barganha², revela como é importante não ignorar a diferença entre “gênero” e “sexualidade” como categorias analíticas distintas, e, dessa maneira, mostra que as predições dos modelos tradicionais, muitas vezes, não incorporam a possibilidade de generalização dos resultados de equilíbrio para casais não-tradicionais (BADGETT, 1995b).

Para o contexto da literatura nacional sobre modelos coletivos de oferta de trabalho, Fernandes e Scorzafave (2009) investigaram se haveria influência das forças de poder de barganha sobre o total de horas ofertadas pelos cônjuges heteroafetivos brasileiros identificados na Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD) entre 2003 e 2007. Seus resultados apontaram que havia de fato uma associação entre os fatores distributivos e as horas trabalhadas, corroborando também os resultados

¹ Termo utilizado por Fernandes e Scorzafave (2009), sugerido por Marcos Rangel.

² Modelo elaborado por Chiappori et al. (2002).

encontrados em outros países (BROWNING et al., 1994; LUNDBERG e POLLAK, 1996; BROWNING e CHIAPPORI, 1998; CHIAPPORI et al., 2002). O trabalho de Maciel (2008) analisou o poder de barganha para uma amostra de casais com filhos e casais sem filhos obtidos da PNAD de 2004. A autora encontra resultados consistentes e sugere que mulheres casadas com filhos têm seu poder de barganha reduzido comparativamente às mulheres casadas sem filhos.

A respeito dos trabalhos da literatura nacional que se dedicaram a traçar resultados econômicos para casais homoafetivos, há aqueles que investigaram aspectos dos determinantes de salários, embora encontrando resultados opostos à literatura internacional (SULIANO et al., 2016), e outros que exploraram a oferta de trabalho desses casais com objetivo de verificar a existência de discriminação contra homens e mulheres homossexuais (JACINTO et al., 2017). Além destes, outro estudo analisou os padrões de seletividade marital para casais homoafetivos e heteroafetivos no Brasil, investigando nos níveis de escolaridade, cor/raça e grupo etário (LENA e HERMETO, 2015).

Diferentemente dos estudos da literatura internacional sobre os modelos de oferta de trabalho coletiva, em que é possível encontrar análises para os casais homoafetivos, no Brasil ainda não foi realizada uma análise coletiva da oferta de trabalho de cônjuges de mesmo sexo. Muito se deve ao fato de que, até recentemente, esse tipo de análise não era possível tendo em vista a dificuldade de se identificar os casais homoafetivos nas bases de dados disponíveis. A possibilidade de se identificar gays, lésbicas ou bissexuais em uma pesquisa domiciliar surgiu, mesmo que indiretamente, apenas com o Censo Demográfico de 2010. Anteriormente a essa pesquisa nenhuma outra havia se dedicado a realizar a identificação de indivíduos que revelam comportamento homoafetivo. Mesmo assim, poucos estudos foram realizados com intuito de identificar aspectos de mercado de trabalho e de seletividade marital dos casais identificados na amostra do censo.

Observando a literatura econômica nacional e internacional percebe-se que existem lacunas no que tange à aplicação de metodologias para aferir o poder explicativo do poder de barganha sobre a decisão de oferta de trabalho, a respeito dos casais de mesmo sexo. Dessa maneira, novos estudos poderão ou não corroborar os resultados já encontrados na literatura, bem como trazer novos resultados e levantar novas questões.

Neste sentido, o presente estudo se propõe, de forma geral, a testar o grau de adesão das predições do modelo de racionalidade coletiva para a oferta de trabalho (CHIAPPORI et. al., 2002), incorporando os casais de mesmo sexo brasileiros encontrado na amostra do Censo Demográfico de 2010. Ao considerar que os indivíduos homoafetivos da amostra do Censo somente podem ser identificados quando encontrados em um relacionamento conjugal com seu parceiro dentro do mesmo domicílio, torna-se fundamental que as análises econômicas para estes indivíduos sejam obtidas a partir do ponto de vista familiar. Dado que, de acordo com Becker (1981), o mercado de casamentos, bem como as decisões tomadas de forma conjunta em um ambiente domiciliar influenciam os resultados econômicos dos casais de tal modo que, tais cônjuges, somente buscarão estar em um relacionamento se os seus benefícios como casal forem superiores aos de estarem solteiros. Para Ambert (2014), as pessoas, de um modo geral, interagem socialmente com o objetivo de maximizarem seus benefícios e minimizarem seus custos. A autora aponta que, se tratando de casamentos, a popularização das uniões estáveis se justifica no fato de as pessoas observarem o casamento como o estabelecimento de um acordo econômico e, assim, utilizam a união estável como um primeiro passo para a vida econômica compartilhada de um casal, uma vez que existem altos custos com divórcios – econômicos e sociais – que podem ser evitados com o estabelecimento de relações estáveis em detrimento de casamentos civis. Assim, os resultados almejados por este trabalho resguardarão a perspectiva de que os indivíduos devem ser selecionados de acordo com o tipo de união e orientação sexual. Ao se prezar por essas questões, é possível obter resultados mais autênticos do ponto de vista metodológico – uma vez que os indivíduos que são foco do trabalho só são observados como casal, é importante que a análise econômica seja realizada neste nível. Uma análise sobre a perspectiva de casais, da forma objetivada por esta dissertação, é algo que ainda não foi realizado com a amostra de casais homoafetivos brasileiros do Censo Demográfico de 2010.

De forma específica, com essa dissertação, busca-se, primeiro, testar pela relevância do poder de barganha intradomiciliar dos casais homoafetivos e heteroafetivos para explicar o total de horas trabalhadas pelos mesmos. Ou seja, se existe uma associação entre medidas de poder de barganha – diferencial de idade e diferencial da renda do não-trabalho – e as horas de trabalho ofertadas pelos cônjuges. Segundo, busca-se avaliar em que medida a natureza da união (casamento

ou união estável) e a interação entre orientação sexual e gênero dos cônjuges (gay, lésbica) são variáveis intervenientes na relação entre poder de barganha e horas trabalhadas entre os casais em estudo. Terceiro, verificar como as regras de compartilhamento se estabelecem entre os casais, dados os critérios de natureza da união e orientação sexual, confrontando a hipótese da renda conjunta.

Para atingir os objetivos dessa dissertação serão utilizados os microdados Censo Demográfico de 2010 (IBGE), em seu questionário amostral ampliado. O Censo 2010 foi o primeiro levantamento a verificar, de forma inédita, a presença de cônjuge do mesmo sexo como uma das opções de relação de parentesco com o chefe de domicílio. Ademais, a base congrega uma série de informações sociodemográficas e econômicas que permitirão a realização dos testes econométricos.

Do ponto de vista dos desdobramentos futuros deste trabalho, espera-se que, ao elucidar sobre o papel do poder de barganha nas decisões econômicas intradomiciliares, contrapondo-se casais homo e heteroafetivos, se possam apontar caminhos para que cientistas sociais, economistas e políticos possam entender melhor a natureza das escolhas no mercado de trabalho, bem como os estereótipos de gênero e, também, sobre a tomada de decisão intradomiciliar como um processo de racionalidade coletiva entre chefe e cônjuge. De forma que estarão mais aptos a compreender os novos modelos de família, permitindo direcionar melhor as políticas públicas focadas em LGBs e casais em relação consensual. Assim como também será possível fortalecer o debate acerca da regulamentação do casamento civil a casais homoafetivos no Brasil.

Essa dissertação está dividida em seis seções, a contar desta introdução. Na segunda seção será discutido o marco teórico sobre os modelos de alocações intrafamiliares, apresentando a origem dos modelos e, também, o modelo econômico em que este trabalho se baseia. Na terceira seção são apresentados os dados e a estratégia empírica para alcançar os objetivos deste trabalho. Na quarta seção são contextualizados os aspectos demográficos e socioeconômicos que envolvem os casais homoafetivos, utilizando informações obtidas das estatísticas descritivas da amostra. Na quinta seção são apresentados e discutidos os resultados das estimações de oferta de trabalho. Na sexta, e última, são traçadas as conclusões finais desta dissertação.

2 SÍNTESE DOS MODELOS DE ALOCAÇÕES INTRAFAMILIARES

Esta seção apresenta uma breve síntese da evolução dos modelos de alocações intrafamiliares destacando as principais características e diferenças entre os mesmos. Do ponto de vista teórico, esses modelos podem ser classificados em dois grupos principais. A primeira vertente postula que os indivíduos de um domicílio terão a mesma preferência, a segunda permite que os membros de uma família tenham preferências distintas.

Os modelos da primeira vertente são conhecidos como modelos unitários e foram inspirados pela teoria microeconômica tradicional, assim, interpretam a preferência dos indivíduos em um domicílio através de uma preferência global, comum a todos. Tais modelos não ponderam sobre a possibilidade de que dentro de um domicílio as preferências dos indivíduos podem ser mais diversas do que comuns entre si. Os modelos da segunda vertente introduziram em sua estrutura a individualidade das preferências indivíduos. Tais modelos são conhecidos como não-unitários e consideram o total das alocações como sendo um equilíbrio entre as funções de utilidade de todos os membros da família. Esses modelos assumem que as tomadas de decisões dos membros de uma família levam a um resultado Pareto-eficiente (CHIAPPORI, 1998). Seguindo essa ordem, inicialmente serão apresentados os modelos unitários, na sequência os modelos não-unitários e, por fim, os modelos de racionalidade coletiva. Também será descrito ao final dessa seção o modelo teórico que será utilizado para o desenvolvimento dos objetivos desse trabalho.

2.1 MODELOS UNITÁRIOS

As primeiras abordagens acerca das alocações intrafamiliares sustentavam a ideia de que as preferências das famílias poderiam ser demonstradas através de uma função de utilidade conjunta, isto é, existiria uma utilidade global do domicílio. Desta forma, o resultado das alocações seria obtido através da maximização de uma função de utilidade global sujeita ao orçamento doméstico (VERMEULEN, 2005; BROWNING et al., 2006).

Estes modelos foram denominados de modelos unitários – *unitary model* –, também conhecidos como modelos das preferências comuns, ou modelo altruísta. Dentre os autores que tiveram suas teorias estabelecidas sobre esta abordagem

encontra-se o modelo de Becker (1981). Para o autor, o orçamento doméstico seria mantido em controle de um chefe benevolente, que decidiria quanto da renda total cada membro iria receber, baseado em um jogo cooperativo, em que a demanda de todos viria a ser suprida.

Ainda sobre os autores que compõe esta abordagem, distingue-se a abordagem inspirada em Samuelson (1956), que estabelece que as preferências dos membros de uma família estariam condicionadas a uma função de bem-estar social. Tal função, ao ser maximizada, estaria satisfazendo a utilidade de todos os membros do domicílio. Seguindo este raciocínio, Gorman (1953) propõe um modelo unitário em que a quantidade de bens consumida por cada membro de uma família depende apenas dos preços dos bens e da renda doméstica total. Contudo, o modelo não observa a distribuição da renda entre os membros, bem como desconsidera o efeito do poder de barganha e de externalidades como preços, salários e outros fatores que afetam preferências (DONNI e CHIAPPORI, 2011). Em síntese, esses modelos simplificam a demanda familiar, inserindo os domicílios no processo de maximização de utilidade como se fossem um consumidor individual. Por consequência, desconsideram a possibilidade de existir fatores que são capazes de alterar o equilíbrio das alocações, como, por exemplo, o poder de barganha.

Ainda que possua abordagens variadas, os modelos unitários contêm pressupostos em comum como, por exemplo, a “hipótese da renda conjunta” – *income pooling*. Segundo esta hipótese, toda a renda disponível – proveniente ou não do trabalho – entre os membros de uma unidade doméstica seria agregada em uma renda total familiar, a partir da qual seria utilizada para suprir a utilidade dos indivíduos. O modelo não considera que a fonte de renda dos indivíduos seja relevante para determinar as alocações finais de um domicílio, dado que as rendas seriam somadas e compartilhadas igualmente com todos os membros (VERMEULEN, 2005).

Na literatura econômica, essa hipótese tem sido rejeitada por estudos que ao mesmo tempo tem sugerido que fatores como o poder de barganha, o gênero, o uso do tempo dedicado a tarefas domésticas, entre outros colaboram para que as alocações domésticas produzam resultados heterogêneos em relação ao consumo e oferta de trabalho dos membros de um domicílio (CHIAPPORI, 1988; THOMAS, 1990; BOURGUINGNON, 1993; BROWNING e CHIAPPORI, 1998; VERMEULEN, 2002; DUFLO, 2003; DONNI, 2007).

As considerações da abordagem unitária dependem de restrições muito específicas que limitam a possibilidade de produzir evidências que possam ter resultados efetivos nas políticas governamentais. A exemplo disso, existem autores que mostram que o modelo unitário não produz resultados eficientes para fins de políticas públicas com foco em uma demanda específica como, por exemplo, uma política que busque atingir crianças ou idosos. Isto está relacionado ao fato de que as demandas destes públicos estão condicionadas à demanda familiar, desta forma o comportamento dos membros do domicílio que não são alvo da política também são levados em consideração, o que gera distorções. Existem, ainda, trabalhos mostraram que o efeito sobre o consumo de uma família das transferências de renda diretas pode apresentar resultados diferentes, caso seja o marido ou a esposa o recebedor dessa renda (THOMAS, 1990; SCHULTZ, 1990; ALDERMAN et al. 1995).

As inconsistências dos modelos unitários podem ser resumidas em três aspectos principais:

2.1.1 Hipótese da Renda Conjunta

A hipótese de compartilhamento da renda da família é um dos pressupostos essenciais do modelo unitário. Isto é, as alocações sobre consumo e oferta de trabalho são decididas a partir do total da renda familiar. Esta ideia sugere que a distribuição dos rendimentos entre os indivíduos e a fonte da renda não são relevantes para determinar as alocações intrafamiliares (ALDERMAN et al., 1995; FORTIN e LACROIX, 1997). No entanto, Bourguignon et al. (1993) verificam que o modelo unitário falha ao testar a hipótese da renda conjunta para uma amostra de casais na França e no Canadá, em que havia possibilidade de compartilhar renda, mas não era rejeitada nas amostras de solteiros morando sozinhos, em que não havia possibilidade de compartilhar renda. Com isso, os autores evidenciaram que quando existe um processo de negociação entre os membros de uma família, o modelo unitário não se faz mais tão eficiente.

2.1.2 Transferências Intergeracionais

O modelo unitário é, ainda, inconsistente com a hipótese do chefe altruísta. Para tanto, o modelo considera que o chefe, detentor da renda da família, apenas

manipularia as transferências de renda para algum membro em caso de penalidades, como no caso do “teorema da criança mimada” – *the rotten kid theorem* – de Becker (1981). Neste teorema, um domicílio seria composto por uma família com pais e filhos, em que pelo menos um dos pais é considerado o chefe do domicílio. Para este contexto, caso um dos filhos se comportasse de forma inadequada o chefe – detentor altruísta da renda da família - o penalizaria reduzindo as transferências para este filho. Essa seria uma forma de punir e corrigir comportamentos egoístas dentro de uma unidade doméstica. Entretanto, existem estudos que não sustentam a hipótese deste teorema e apontam que os pais manipulam as transferências de dinheiro para obter atenção ou mesmo outras transferências dos filhos, e, ainda, podem ocorrer casos em que os filhos que aumentam as transferências de recursos para os pais, dado a iminência de recebimento de herança (LUCAS e STARK, 1985; HODDINOTT, 1992).

2.1.3 Oferta de Trabalho

O modelo unitário impõe que o processo decisório sobre a alocação de oferta de trabalho é independente ao poder de barganha dos agentes envolvidos. Além disso, estabelece que, um aumento no salário do chefe da família afeta a oferta de trabalho do cônjuge na mesma proporção em que um aumento no salário do cônjuge afeta a oferta de trabalho do chefe da família. Esta condição impõe um efeito de substituição, no sentido de Slutsky, simétrico quanto aos salários cruzados na oferta de trabalho de cada membro. Contudo, esta hipótese foi rejeitada em diversos estudos empíricos (SCHULTZ, 1990; THOMAS, 1990; BOURGUIGNON et al., 1993; PHIPPS e BURTON, 1998; CHIAPPORI, ET AL., 2002; VERMEULEN, 2006).

De modo geral, os modelos unitários podem ser considerados o ponto de partida para o desenvolvimento dos modelos de racionalidade coletiva. Os pressupostos fundamentados na microeconomia tradicional, no entanto, que consideravam um domicílio como um único agente, não deixam claro como as preferências dos indivíduos são determinadas. Assim, as diversas inconsistências dos modelos unitários e as críticas feitas ao mesmo, levaram ao desenvolvimento dos modelos que consideravam as preferências individuais e a barganha entre os indivíduos a partir de uma perspectiva de jogos estratégicos e cooperativos.

2.2 MODELOS NÃO-UNITÁRIOS

Os modelos ditos não-unitários consideram que cada membro de uma 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). Ademais, os modelos não-unitários podem ser divididos entre modelos estratégicos (não-cooperativos) e modelos coletivos (cooperativos) (DONNI E CHIAPPORI, 2011).

A teoria dos modelos ditos estratégicos, ou não-cooperativos, é baseada na condição de equilíbrio Cournot-Nash. Sob tais fatos, consideram que cada indivíduo buscará maximizar sua própria função de utilidade, utilizando como restrição a sua renda. Nestes casos, as preferências dos indivíduos são assumidas como egoístas e as circunstâncias implicam em um ambiente no qual a informação não é simétrica. Logo, os indivíduos em um domicílio tomarão suas decisões considerando as maximizações dos demais membros como dadas, assim, podem, continuamente, resultarem em situações que não são eficientes do ponto de vista de Pareto, isto é, podem não estar maximizando suas preferências conjuntamente (DONNI e CHIAPPORI, 2011).

Os modelos cooperativos têm origem nos anos 1980 e tiveram grande embasamento em Becker (1973), uma vez que o autor dá ênfase ao fato de que a existência de um “mercado de casamentos” cria um ambiente em que uma pessoa pondera sobre a procura de um parceiro ou parceira que maximize seu bem-estar, que é mensurado a partir dos ganhos com a produção doméstica. Além disso, os ganhos com o casamento, comparado às duas pessoas permanecerem solteiras, tende a estar positivamente relacionado com suas rendas. Esses modelos são baseados na hipótese de que o processo decisório de uma família produz resultados Pareto-eficientes, pois se considera que os membros irão tomar decisões observando o comportamento um do outro. Estes modelos coletivos estão baseados na teoria de barganha com informação simétrica (DONNI e CHIAPPORI, 2011).

Em relação aos modelos não-unitários, a principal crítica sobre os modelos estratégicos é que estes não são apropriados para reproduzir o comportamento familiar, visto que não necessariamente chegarão a um resultado Pareto-eficiente.

Assumindo, neste caso, que alocações Pareto-eficientes são comportamentos naturais para as decisões a nível familiar, uma vez que em um domicílio um cônjuge sabe a preferência do outro ele pode observar seus hábitos de consumo e, então, interagir com essas respostas (considerando informação simétrica). Desta forma, espera-se que eles estejam sempre aperfeiçoando suas possibilidades de alocação de recursos no sentido de Pareto. Quanto aos jogos cooperativos, Vermeulen (2002) destaca que as implicações empíricas, se rejeitadas, não tornam possível determinar se está sendo rejeitado todo o contexto de barganha ou apenas uma tomada de decisão singular (sobre consumo de algum bem). No entanto, ainda não considera a possibilidade da existência de forças de barganha, o que é uma noção essencial nos modelos coletivos que foram desenvolvidos posteriormente (BROWNING, CHIAPPORI e WEISS, 2014).

2.3 MODELOS DE RACIONALIDADE COLETIVA

A abordagem da racionalidade coletiva se tornou um padrão para a análise das alocações intrafamiliares desde os trabalhos de Chiappori (1988, 1992), Apps e Rees (1988) e Browning et al. (1994). Nesses modelos, assim como nos não-unitários, considera-se que em um domicílio existe um equilíbrio entre as funções de utilidade de todos os indivíduos da família. Deste modo, a maximização da utilidade dos membros de um domicílio está sujeita aos preços de mercado, a renda do trabalho e do não-trabalho, bem como os gostos pessoais e outras características que possam afetar as preferências. Parte-se, também, da suposição de que o indivíduo é autônomo na sua tomada de decisão, e que decisões tomadas em conjunto levam a um equilíbrio Pareto-eficiente (CHIAPPORI, 1992).

No que tange as considerações dos modelos de racionalidade coletiva, Chiappori (1988) assume que as preferências dos indivíduos poderão ser egoístas ou altruístas, isto é, os indivíduos estarão sujeitos a um comportamento mais estratégico ou mais cooperativo. De um modo geral, para esses modelos o processo de decisão intradomiciliar pode ser descrito como um procedimento em dois estágios: primeiro o total da renda proveniente do não-trabalho da família é dividida entre seus membros; segundo, condicionalmente a divisão anterior, os indivíduos fazem suas escolhas sobre consumo e oferta de trabalho. Sob o pressuposto de eficiência de Pareto e das preferências individuais – egoístas ou altruístas – é possível testar a existência do

equilíbrio da barganha nas tomadas de decisão dos membros em um domicílio (CHIAPPORI, 2002).

Neste ponto, para descrição do modelo, considere-se que uma família pode ser descrita como casal com preferências racionais e potencialmente diferentes. Chefe e cônjuge interagem entre si ao tomar decisões através de um processo que produz uma alocação eficiente de Pareto. As preferências da família deste casal formam uma função de bem-estar social que é entendida como uma soma ponderada das preferências individuais. Esta soma ponderada dos pesos individuais representam o poder de barganha dos membros da família. Essas preferências podem sofrer alterações de acordo com mudanças exógenas nos preços, nos rendimentos do trabalho ou no rendimento da família proveniente de outras fontes. Contudo, outros fatores podem afetar o processo de alocação intrafamiliar, tais como o rendimento individual de outras fontes. Um aumento nesse rendimento individual pode alterar o poder de barganha de um indivíduo em relação ao outro, trazendo consequências para o consumo familiar e oferta de trabalho. Esses fatores que são capazes de influenciar o processo de alocação intrafamiliar foram denominados de fatores distributivos. Um fator distributivo é capaz de influenciar o processo de alocação familiar de diversas maneiras. Ainda que não exista um consenso sobre o que pode ser considerado um fator distributivo, alguns trabalhos têm dado relevância a fatores como mudanças na lei de divórcio, pensão alimentícia, políticas de aumento de salário, aumento de impostos, entre diversos outros fatores possíveis (BROWNING et al, 1994; CHIAPPORI et al., 2002).

Tais fatores distributivos exercem um papel fundamental para a identificação da estratégia de estimação. É importante destacar que a influência dos fatores distributivos sobre os resultados econômicos de um domicílio se dá através da mudança do equilíbrio de Pareto, no entanto não altera a fronteira de Pareto de escolha da família (CHIAPPORI, 2002).

Através da estimação de um modelo de racionalidade coletiva é possível obter a regra pela qual uma família partilha a renda proveniente do não-trabalho. Esta é uma função dos preços exógenos, dos salários, do rendimento de outras fontes e dos fatores distributivos. A função da regra de compartilhamento é utilizada na identificação das preferências individuais e do processo de alocação intradomiciliar.

Apesar das evidências geradas pelos modelos de racionalidade coletiva, encontradas em diversos trabalhos, serem consistentes e possuírem respostas

sistemáticas, o modelo também apresenta fragilidades que levaram alguns autores a questionarem sua aplicabilidade. A principal questão se relaciona com a produção domiciliar, o que implica que todo o tempo não utilizado no mercado de trabalho é considerado como lazer. Para fortalecer a análise é importante considerar que para além das horas despendidas no trabalho laboral e lazer ainda existem as horas gastas com o trabalho doméstico e o cuidado. Ademais, devido ao fato de o modelo original de Chiappori (1992) considerar apenas casais em que ambos ofertavam uma quantidade positiva de horas de trabalho, isso fez com que o modelo fosse bastante criticado em relação ao viés de seleção gerado por este fato. Os autores que sucederam na análise coletiva buscaram testar o modelo sob a condição de não-participação no mercado de trabalho e encontraram que o modelo original de Chiappori (1992) continua produzindo resultados consistentes quando considerada a não-participação (CHIAPPORI et al., 2002; CHIAPPORI E EKELAND, 2002; DONNI, 2003; BLUNDELL et al., 2007).

Tendo como base as considerações acerca da evolução dos modelos de alocações intrafamiliares, na seção seguinte será formalizado o modelo econômico que propõe uma análise de como os fatores distributivos podem influenciar às decisões de oferta de trabalho de casais homo e heteroafetivos.

2.4 MODELO ECONÔMICO

2.4.1 Modelo de Racionalidade Coletiva para Oferta de Trabalho

O início da abordagem coletiva para oferta de trabalho surgiu quando Chiappori (1988, 1992) propôs um modelo alternativo aos modelos da abordagem não-unitária prevalentes. Nesta nova abordagem, o autor assumia que cada membro de um domicílio seria caracterizado por sua própria função de utilidade, e que as decisões tomadas pelos mesmos resultariam em um ótimo de Pareto. Posteriormente, a versão do modelo elaborada por Chiappori (1988, 1992) foi aprimorada com a incorporação dos fatores distributivos que, a esses, caberia o papel de mensurar o poder de barganha dos tomadores de decisão.

Um dos primeiros trabalhos a testar sobre o poder de predição dos fatores distributivos em uma abordagem coletiva foram Browning et al. (1994), que buscaram mensurar poder de barganha sobre as decisões de consumo entre casais.

Subsequentemente, Chiappori, et al. (2002) estenderam esse modelo para avaliar os efeitos dos fatores distributivos sobre as horas de trabalho coletivas ofertadas por casais. Contudo, o modelo pressupõe que ambos os cônjuges estejam ofertando trabalho no mercado formal. Por esse motivo, alguns autores buscaram testar o modelo de Chiappori et al. (2002) em um contexto onde só um cônjuge ofertava trabalho, tanto empiricamente quanto teoricamente, e afirmam que o modelo pode ser adaptado à uma solução que corrija o viés de seleção amostral (DONNI, 2003; BLUNDELL ET AL., 2007; MACIEL, 2008; OREFFICE, 2011). A descrição formal apresentada a seguir se baseia em Chiappori, et. al. (2002).

O modelo de racionalidade coletiva descrito a seguir possui duas versões. A primeira, uma versão mais geral, denotada por modelo generalizado assume que as preferências são altruístas. Já a segunda, uma versão mais restrita, chamada modelo restrito, considera as preferências dos cônjuges como tendo um comportamento egoísta. A seguir são apresentadas ambas as versões desse modelo e na sequência será descrita as evidências empíricas a partir desse modelo.

2.4.2 Modelo Generalizado

A versão generalizada do modelo de racionalidade coletiva de Chiappori et al. (2002) não impõe restrições a respeito das preferências serem egoístas. Para essa situação, as preferências são consideradas como altruístas, ou seja, os membros das famílias são capazes de colaborar uns com os outros nas suas decisões sobre alocação de horas de trabalho.

Considere que h^i e C^i , para o membro $i = 1, 2$, representem, respectivamente, a oferta de trabalho (com $0 \leq h^i \leq 1$) 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. O modelo considera a possibilidade de altruísmo e externalidades positivas ou negativas. As preferências dos membros são representadas pela função de utilidade

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

Na equação (1), 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.

Sob as proposições do modelo de racionalidade coletiva, as decisões intrafamiliares são Pareto-eficientes. 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 os fatores distributivos que representam 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

$$w_1 h^1 + w_2 h^2 + y \geq C^1 + C^2, \text{ sendo } 0 \leq h^i \leq 1, i = 1, 2. \quad (3)$$

A função μ é assumida como contínua e diferenciável. A solução de Pareto para este caso vai depender de todos os parâmetros contidos em μ , ou seja, w_1, w_2, y, z e s . Ademais, dado que os fatores distributivos, s , aparecem somente em μ , uma mudança em s não afeta a fronteira de Pareto, mas apenas a solução Pareto-ótima.

Uma primeira restrição de maximização é estabelecida em relação à oferta de trabalho, quando existem dois fatores distributivos ou mais, de tal forma que as respostas aos fatores distributivos devem ser proporcionais entre os indivíduos. Chiappori et al., (2002) provam que³

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

A restrição (4) implica que os fatores distributivos afetam somente as soluções Pareto-ótima quanto ao local. Cumpre mencionar que, nesse modelo, não é possível identificar resultados consistentes sem informações a respeito das preferências individuais.

³ Proposição 1 do modelo em Chiappori et al. (2002).

2.4.3 Modelo Restrito

Para descrever esse modelo é importante destacar que as preferências dos cônjuges são consideradas como preferências egoístas (CHIAPPORI, et al., 2002)⁴. Considere que as utilidades individuais podem ser descritas da seguinte forma

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

onde U^i é quase-côncavo, estritamente crescente e continuamente diferenciável para $i = 1, 2$. A suposição de que as preferências são egoístas significa que a utilidade do membro i não depende do consumo, ou da renda, do membro $j \neq i$.

Do ponto de vista do segundo teorema do bem-estar, ao considerar que os indivíduos apresentam preferências egoístas, um domicílio com duas pessoas é entendido como uma economia competitiva descentralizada. Ou seja, as preferências do chefe da família não são afetadas pela oferta de trabalho e consumo do cônjuge. Sob a hipótese das preferências egoístas, a equação (1) pode ser reescrita considerando-se a existência de uma função $\varphi(w_1, w_2, y, s_1, s_2, z_1, z_2)$, em que cada membro i soluciona o seguinte problema⁵

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

sujeito a

$$w_i h^i + \varphi^i \geq C^i, \quad 0 \leq h^i \leq 1, \quad i = 1, 2, \quad (7)$$

onde

$$\varphi^1 = \varphi \quad \text{e} \quad \varphi^2 = y - \varphi. \quad (8)$$

Neste caso, a tomada de decisão ocorre como um processo em dois estágios: primeiro, a renda do não-trabalho é alocada entre os membros do domicílio sujeita a uma regra de compartilhamento, φ ; em seguida, cada membro decide quantas horas de trabalho ofertará, sujeito a uma função dos próprios salários e à fração da renda

⁴ Suposição E do modelo em Chiappori et al. (2002).

⁵ Proposição 2 do modelo em Chiappori et al. (2002).

do não-trabalho. A função φ é chamada de regra de compartilhamento e descreve a forma como a renda do não-trabalho é dividida entre os membros.

2.4.4 Restrições a Oferta de Trabalho e a Regra de Compartilhamento

As condições do modelo impõem algumas restrições nas funções de oferta de trabalho. Assumindo que as funções irrestritas de oferta de trabalho são dadas como $h^i(w_h, w_p, y, s_1, s_2, z_h, z_p)$ e são continuamente diferenciáveis. Considerando as soluções interiores, a decisão Pareto-eficiente do casal fornece o seguinte equilíbrio:

$$h^1 = H^1[w_1, \varphi(w_1, w_2, y, s_1, s_2, z_1, z_2)] \quad (9)$$

$$h^2 = H^2[w_2, y - \varphi(w_1, w_2, y, s_1, s_2, z_1, z_2)] \quad (10)$$

A partir das equações (9) e (10), Chiappori, et. al. (2002) obtêm as derivadas parciais da regra de compartilhamento. Considerando que as variáveis de renda do não-trabalho, dos fatores distributivos e dos salários influenciam o total de horas ofertadas por um dos membros da família somente através do termo φ , as derivadas parciais permitem estimar a taxa marginal de substituição entre w_2 e y , bem como entre s e y , entre outras variáveis para cada um dos membros da família.

A equações obtidas a partir das derivadas parciais são dadas por⁶

$$\varphi_y = \frac{\frac{h_{s_1}^2}{h_y^2}}{\frac{h_{s_1}^2}{h_y^2} \frac{h_{s_1}^1}{h_y^1}}; \varphi_{w_1} = \frac{\frac{h_{w_1}^2}{h_y^2} \frac{h_{s_1}^2}{h_y^1}}{\frac{h_{s_1}^2}{h_y^2} \frac{h_{s_1}^1}{h_y^1}}; \varphi_{w_2} = \frac{\frac{h_{w_1}^1}{h_{s_1}^2} \frac{h_{s_1}^2}{h_y^2}}{\frac{h_{s_1}^2}{h_y^2} \frac{h_{s_1}^1}{h_y^1}}; \varphi_{s_j} = \frac{\frac{h_{s_j}^1}{h_y^1} \frac{h_{s_j}^2}{h_y^2}}{\frac{h_{s_1}^2}{h_y^2} \frac{h_{s_1}^1}{h_y^1}} \quad \forall j = 1, 2. \quad (11)$$

As soluções para as regras de compartilhamento de cada fator distributivo acima só são asseguradas 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 .

⁶ Proposição 3 do modelo em Chiappori, et al. (2002).

2.4.5 Predições do Modelo aos Fatores distributivos e Oferta de Trabalho

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 de aumento da renda, dado que o lazer é assumido como sendo um bem normal. Isto é, 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 reforçam 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. Deste modo, os modelos (9) e (10) permitem averiguar se os casais de mesmo sexo respondem aos fatores distributivos e às demais variáveis, conforme elencados pela teoria.

Quando consideramos indivíduos de mesmo sexo que são conviventes, porém não exibem relacionamento conjugal ou familiar, o modelo não se aplica, dado que os conviventes compartilham a mera dimensão de coabitação. Deste modo, a interação de conviventes não deve envolver nenhum equilíbrio de poder de barganha ou resposta aos fatores distributivos.

Restrições aos efeitos dos fatores distributivos sobre a oferta de trabalho e o parâmetro da regra de compartilhamento são possíveis de serem aferidos e testados. Assim, pode-se verificar se os fatores distributivos possuem efeito significativo sobre as decisões de casais homoafetivos e rejeitar a hipótese de que o poder de barganha é algo irrelevante para as decisões intradomiciliares desse grupo. Particularmente, um impacto significativo da diferença na renda do não-trabalho do casal sobre a oferta de trabalho dos indivíduos refere-se à rejeição da hipótese da renda conjunta (SCHUTLZ, 1990; BROWNING ET AL., 1994; BONKE e BROWNING, 2009).

2.5 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Esta seção apresenta de forma sintética as evidências encontradas na literatura econômica acerca dos assuntos abordados neste trabalho. Inicialmente são apresentados resultados para os trabalhos que utilizaram os modelos de racionalidade coletiva para oferta de trabalho. Destaca-se, entre esses, os resultados para amostras

de casais heteroafetivos, bem como os resultados das análises feitas sobre casais homoafetivos presentes na literatura nacional e internacional. O Quadro 1 apresenta um sumário dessa literatura. Posteriormente, são apresentados os resultados encontrados na literatura econômica nacional para os casais de mesmo sexo. Por fim, se dá ênfase às lacunas observadas na literatura e sobre qual será a contribuição deste trabalho.

O modelo de racionalidade coletiva proposto por Chiappori (1988; 1992) é a principal referência para os estudos que buscam analisar a oferta de trabalho para amostras de casais em diversos países. Uma extensão do modelo original de Chiappori (1992) foi apresentada por Chiappori, et al. (2002) com intuito de verificar se a legislação a favor do divórcio e a razão de gênero (homens por mulheres, e vice-versa) teriam influência na decisão da quantidade de horas de trabalho ofertadas por casais heterossexuais nos Estados Unidos. Os autores observaram que uma variação positiva de 1% na razão de sexo reduz as horas ofertadas pelas mulheres em 17,9 horas por ano e aumenta oferta do marido em 45 horas. Quanto às leis de divórcio, um aumento de 1% no índice que reflete a adoção de leis favoráveis ao divórcio reduz a oferta de trabalho das mulheres em 46 horas anuais, em contrapartida eleva em 81 horas a oferta do marido. Observou-se que a implementação de leis a favor do divórcio e uma maior concentração de homens em uma região do que de mulheres contribuem para o aumento do poder de barganha das mulheres em relacionamentos afetivos.

O estudo de Oreffice (2011) analisou as mudanças provocadas pelo poder de barganha no total de horas de trabalho ofertadas por casais homoafetivos e heteroafetivos nos Estados Unidos. O poder de barganha foi representado pelo diferencial de idade e da renda do não-trabalho entre o chefe da família e o cônjuge. A autora constatou que todos os tipos de casal são influenciados pelo poder de barganha, isto é, casais homoafetivos, assim como os heteroafetivos, barganham entre si para determinar o total de horas que cada um irá ofertar no mercado de trabalho. Os resultados apontaram que os casais homoafetivos demonstraram o mesmo comportamento em direção e magnitude que casais heteroafetivos em relação consensual. Possuir 5 anos a menos e ser chefe reduz a oferta de trabalho em 20,9 horas anuais para lésbicas, 21,85 horas para gays e 19,15 horas para casais de sexo oposto em relação consensual, enquanto eleva em 38 horas anuais, 34,5 horas anuais e 23,05 horas anuais, para cônjuges lésbicas, gays e heteroafetivos em relação consensual, respectivamente.

Para os casais heteroafetivos em um casamento civil os resultados demonstraram outro sentido. Neste caso, quem possui maior poder de barganha é o homem que é chefe e mais velho. Para o caso em que um chefe é 5 anos mais velho, sua oferta de trabalho cai em 10,1 horas anuais e eleva a oferta da esposa em 10,6 horas anuais. Os resultados para a renda do não-trabalho possuem o mesmo sentido para todos os tipos de casais. Aquele chefe que possui mais renda oriunda do não-trabalho, reduz suas horas de trabalho ofertadas e eleva a do cônjuge. Para a regra de compartilhamento todos os casais demonstraram que aumentam a quantidade compartilhada com o domicílio, da renda do não-trabalho, quando ocorre um aumento salarial.

Uma extensão importante do modelo original de Chiappori (1992) foi apresentada por Blundell et al. (2007) e Donni (2003) ao incluir a não participação no mercado de trabalho. O problema do viés de seleção gerado pelo pressuposto do modelo original recai principalmente sobre as mulheres. Contudo, os autores observaram que não só o modelo de racionalidade coletiva para oferta de trabalho pode ser estendido para considerar a não-participação, bem como é aplicável a abordagem teórica uma estratégia de estimação. Os resultados dos autores são consistentes, e não se diferenciam tanto dos resultados encontrado quando selecionados indivíduos com oferta de trabalho somente positiva. Além disso, sugerem que algumas restrições impostas pela consideração da não-participação podem gerar dificuldades na especificação do modelo.

Após as críticas iniciais a respeito da negligência com a não-participação no mercado trabalho alguns autores buscaram mostrar teórica e empiricamente a possibilidade de se abordar esse critério dentro da análise coletiva (DONNI, 2003; VERMEULEN, 2006; BLUNDELL, 2007). Tendo como base as propostas desses autores, Bloemen (2010) estimou a oferta de trabalho coletiva para casais heteroafetivos identificados na amostra da pesquisa *Dutch Socio Economic Panel* (SEP) entre o período de 1990 e 2002. Os indivíduos foram separados por status marital, considerando-se um grupo para casamento civil e um grupo para união estável. A princípio os homens envolvidos em um casamento civil possuem maior poder de barganha frente aos que estão em união estável. Os resultados variam de acordo com a observação da regra de compartilhamento. No caso de um aumento no salário das mulheres, os maridos ofertarão mais trabalho. Isso se deve ao efeito “threat point”, em que ao receber um salário, ou um salário maior, a mulher eleva seu poder

de barganha, pois poderia estar disposta a romper o casamento, visto que agora tem mais renda e se tornou menos dependente da renda do marido. Um estudo sobre as elasticidades do casal mostrou que os homens são menos sensíveis a variações nos salários do que as mulheres. Ademais, o autor destaca a importância de se controlar por informações do lado da demanda do mercado de trabalho por trabalhadores.

Em uma amostra para trabalhadores franceses Donni e Moreau (2007) buscaram estimar a oferta de trabalho coletiva de casais presentes na amostra *French Household Budget Survey 2000*. A principal contribuição deste trabalho foi a consideração feita pelos autores da oferta de trabalho do marido como sendo determinada exogenamente pelo mercado de trabalho, isto é, identificaram a existência de uma rigidez na oferta de trabalho dos maridos. De modo que todos os testes feitos corroboram com a aplicabilidade do modelo coletivo e a existência de rigidez no mercado de trabalho para os homens. Este último é corroborado com a observação de que a dispersão do total da oferta de horas de trabalho dos homens é um tanto limitada.

Quadro 1: Síntese Dos Trabalhos Que Testam Modelos Coletivos De Oferta De Trabalho

Autor (ano)	País e Dados	Método	Fator Distributivo	Resultado
Oreffice (2011)	2000 US Census; EUA	Mínimos Quadrados Ordinários – Heckman MLE.	Diferença da idade entre chefe (marido) e cônjuge (esposa); Diferença da renda do não-trabalho.	Os resultados para casais de mesmo sexo e casais de sexo oposto coabitantes sugerem que o chefe mais jovem possui maior poder de barganha. No entanto, para casais de sexo oposto casados quem possui maior poder de barganha é o homem que é chefe e mais velho que a esposa.
Bloemen (2010)	Socio-Economic Panel, 1990-2001; Holanda	Equações de Oferta de Trabalho e Decisões sobre participação através de <i>simulated maximum likelihood</i> .	Não utiliza fatores distributivos	Os autores encontraram um efeito negativo para a renda do não-trabalho tanto para os maridos quanto para as esposas, o que sugere que o lazer é um bem comum para homens e mulheres, independente do <i>status</i> marital. Os resultados deste trabalho satisfazem os pressupostos do modelo coletivo para oferta de trabalho.
Fernandes e Scorzafave (2009)	PNAD (2003 a 2007); Brasil	Mínimos Quadrados em 3 Estágios (3SLS).	Diferença da idade entre marido e esposa; Razão de sexo.	Os autores encontraram que quanto mais velho o marido em relação a sua esposa isso reduz as horas de trabalho ofertadas pelas esposas. Em relação a razão de sexo, o efeito é ambíguo para os modelos estimados, chegando a não ser significativo.
Maciel (2008)	PNAD (2004); Brasil	Método dos Momentos Generalizados (GMM)	Diferença nos anos de estudos; Diferença de idade	A autora mostrou que diferenças nos níveis educacionais e idade dos cônjuges exercem um papel importante nas decisões de oferta de trabalho. Adicionalmente, indicou que a presença de filhos reduz o poder de barganha das esposas.
Blundell et al. (2007)	Family Expenditure Survey, 1978-1993; Reino Unido	Equação de oferta de trabalho das mulheres e equação de participação para os homens (não define o método).	Não utiliza fatores distributivos	O modelo desenvolvido aqui permite a extensão da aplicação do modelo de Chiappori et al. (2002), ponderando-se pela não participação no mercado de trabalho.
Donni e Moreau (2007)	Panel INSEE, 1994; França	Método dos Momentos Generalizados (GMM)	Razão da renda do não-trabalho e da renda não-salarial da esposa; Consumo individual de um bem superior.	O modelo performou bem para responder a hipótese de que a decisão de oferta de trabalho das esposas é determinada endogenamente, enquanto a oferta de trabalho dos maridos é rígida, isto é, determinada exogenamente às decisões intradomiciliares.
Chiappori et al. (2002)	Panel Study of Income Dynamics (PSID) (1989 interview year); EUA	Método dos Momentos Generalizados (GMM)	Razão de sexo; “divorce laws index”.	Neste trabalho os resultados sugerem que um aumento na razão de sexo e/ou no índice de adoção de leis do divórcio reduzem as horas de trabalho da mulher, enquanto eleva as horas de trabalho do marido. Deste modo, ambos índices reforçam o poder de barganha das esposas.

Fonte: Elaboração própria.

Para o Brasil, estudos empregando o modelo de racionalidade coletiva de Chiappori et al. (2002) são escassos. O estudo de Fernandes e Scorzafave (2009) utiliza as informações da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio com informações de 2003 a 2007 para analisar o modelo de racionalidade coletiva proposto por Chiappori et al (2002). Os autores testaram a influência de diferenciais de idade e razão de sexo como fatores distributivos relevantes para a estimação da oferta de trabalho dos cônjuges brasileiros – restrito a heteroafetivos. Os testes rejeitaram as hipóteses do modelo unitário – preferência coletiva e renda conjunta – e verificou-se que um ano a mais na diferença de idade dos cônjuges reduz a oferta de trabalho da mulher em 0,131 hora por mês, enquanto eleva as horas mensais ofertadas pelo homem em 0,089. Em relação a variável de razão de sexo, tiveram como resultado que o aumento de 1 ponto percentual na variável amplia a jornada média dos maridos em 7 horas mensais. Os resultados foram significativos, sendo testados um modelo na versão geral e um modelo na versão restrita para as preferências egoístas. O modelo geral respondeu bem as restrições e garante a singularidade das preferências dos cônjuges. No entanto, para o modelo mais restrito, não foi possível fazer a recuperação da regra de compartilhamento, dado que a restrição para as preferências egoístas não pôde ser garantida.

Ainda sobre a literatura nacional, Maciel (2008) estimou o modelo coletivo de oferta de trabalho de Chiappori et al. (2002) para uma amostra de casais da PNAD 2004. A autora utilizou uma amostra de casais sem filhos e outra de casais com filhos para testar a robustez do modelo coletivo, e como *proxies* do poder de barganha utilizou o diferencial de nível educacional e o diferencial de idade entre os cônjuges. Esse estudo foi o primeiro a testar o modelo de coletivo para oferta de trabalho ponderando sobre esses dois fatores distributivos. Os resultados acerca dos fatores distributivos mostram que o diferencial educacional impacta negativamente as horas de trabalho dos maridos e de maneira positiva a das mulheres. O diferencial de idade tem comportamento inverso, conforme proposto pela teoria. Neste caso, quanto maior a diferença de idade, maior o poder de barganha das mulheres, da mesma forma como Fernandes e Scorzafave (2009) encontraram em seu estudo. Destaca-se ainda que, ao testar o modelo para uma amostra de casais sem filhos, a autora sugere

que mulheres que são casadas e não têm filhos possuem maior poder de barganha comparativamente às mulheres que têm filhos.

Sobre os trabalhos da literatura nacional que buscaram obter resultados para a amostra de casais homoafetivos do Censo Demográfico, existe o trabalho de Jacinto et al. (2017) que verificaram como o estigma da homossexualidade afeta a oferta de trabalho de homens e mulheres homossexuais. Os autores estimaram a decisão individual de participar do mercado de trabalho e o total de horas ofertadas através de um modelo que incluiu as características produtivas, bem como a orientação sexual dos indivíduos. Nesse caso, foi identificado que gays ofertam menos horas de trabalho do que homens heterossexuais. Já para as mulheres, o fato de ser homossexual está associado com uma maior quantidade de horas de trabalho ofertadas frente às mulheres heterossexuais. Estes resultados estão alinhados com o trabalho de Tebaldi e Elmslie (2006), que foram um dos primeiros autores a tratarem da oferta de trabalho de gays e lésbicas.

Em relação aos diferenciais de rendimentos, Suliano et al. (2016) estimaram o logaritmo do salário do trabalho principal em função de características produtivas observadas através da base de dados do Censo demográfico de 2010. Além disso, utilizaram uma *dummy* para identificar a orientação sexual, sendo os heterossexuais como grupo de controle, bem como para o controle das Condições de Ocupação e Ramo de atividade. Devido ao fato de que muitas pessoas possuem um salário reserva para decidir sobre sua participação no mercado de trabalho, os autores fizeram uma correção do viés de seleção através do procedimento de Heckman (1979) em dois estágios. Como resultado, observam que, para a amostra utilizada, casais gays tem um bônus na renda observado através da variável que caracteriza a orientação sexual homossexual, contudo esse resultado não se mantém quando é realizada a correção de Heckman. Ao corrigir o viés de seleção o sinal muda, sugerindo um efeito negativo sobre a renda dos gays, contudo esse efeito não tem poder explicativo. No caso das mulheres, os resultados encontrados apontam que os casais de lésbicas ganham, em média, mais que as mulheres heterossexuais, mesmo quando controlados pelas características ocupacionais e corrigido o viés de seleção.

Os resultados de Suliano et al. (2016) não demonstram um padrão sistemático dos diferenciais no que diz respeito à orientação sexual. Existe uma variabilidade pertinente no sinal da variável que identifica homossexuais, sendo ora negativos ora positivos para um mesmo grupo, dependendo da especificação e do uso de correção do viés de seleção. Tais resultados diferem da grande maioria dos estudos que buscaram identificar os diferenciais de rendimentos para indivíduos homoafetivos e que identificaram resultados consistentes que constam de prejuízo no rendimento para gays e um bônus, por vezes não significativo, para lésbicas em relação as suas contrapartes heterossexuais (BADGETT, 1995; CLAIN e LEPPEL, 2001; CARPENTER, 2008; ANTECOL e STEINBERGER, 2008; KLAWITTER, 2008; LA NAUZE, 2015).

Grande parte desses estudos foram feitos utilizando uma base de dados que faz uma identificação indireta da orientação sexual dos indivíduos, assim como ocorre com o censo brasileiro. Contudo, pesquisas mais recentes têm permitido obter a informação sobre a orientação sexual de um indivíduo de forma direta, assim, possibilitaram o surgimento de resultados que confrontam com os já encontrados⁷ (HANSEN e MARTELL, 2014; CARPENTER e EPPINK, 2017).

Ainda em relação aos trabalhos acerca da literatura brasileira, encontra-se o trabalho de Lena e Hermeto (2015), que tratou de identificar os padrões de seletividade marital dos casais homoafetivos e heteroafetivos no Brasil. A proposta é que as associações no mercado de casamentos, após uma busca dos agentes por cônjuges que possuam as características de seus interesses, resultem em uma combinação capaz de elevar a utilidade de ambos cônjuges (BECKER, 1981). Neste sentido, os trabalhos buscam identificar as associações dos casais conforme suas composições por variáveis como escolaridade, raça/cor, religião, idade, entre outras. No tocante a literatura nacional, os principais resultados mostram como a idade, classe social, escolaridade e raça são, recorrentemente, barreiras existentes entre os cônjuges. Com o passar do tempo, as tendências de associação entre casais de mesma cor e mesma

⁷ A principal contribuição do trabalho de Carpenter e Eppink (2017) foi, ao utilizar uma pesquisa que obteve a autorreportação da sexualidade dos indivíduos, mostrar que a diferença entre os rendimentos anuais de gays e de homens heterossexuais pode chegar a 10% a favor dos gays. Os resultados para lésbicas se mantêm o mesmo da literatura tradicional.

escolaridade foram diminuindo, contudo, o fator educacional ainda é bastante relevante (RIBEIRO e SILVA, 2009; LONGO, 2011).

De um modo geral, grande parte desses estudos consideraram casais heteroafetivos nas suas análises, entretanto Badgett (2001) ressalta que a associação de casais heteroafetivos está intrinsecamente relacionada à especialização de gênero no mercado de trabalho, o que não ocorre com tanta frequência em casais de mesmo sexo. Desta forma, Lena e Hermeto (2015) buscaram entender como casais de mesmo sexo se comportam em relação à formação de um casal. Como resultado, encontram que tanto homossexuais quanto heterossexuais possuem uma tendência a buscar características similares em seus parceiros. Todavia, verificou-se que existem maiores barreiras educacionais entre uniões heteroafetivos de brancos e pretos quando comparado as barreiras da mesma associação para casais homoafetivos. Verificou-se ainda que a idade é uma característica relevante na escolha do cônjuge em casais de mesmo sexo, enquanto para casais heteroafetivos é uma característica complementar.

Ao que tudo indica, existe uma escassez de trabalhos nacionais dispostos a obterem resultados econômicos sobre a população LGB brasileira, assim como existem poucos trabalhos que se dedicaram a uma análise coletiva da oferta de trabalhos dos casais brasileiros. Os resultados obtidos através da estimação de um modelo de racionalidade coletiva podem ajudar na compreensão da complexidade das famílias, tanto das tradicionais (heteroafetivas e biparentais) quanto das não-tradicionais (não-heteroafetivas e não-biparentais). Observada, então, esta lacuna na literatura nacional e, em partes, na internacional, este trabalho se propõe a buscar resultados pertinentes a barganha coletiva para a oferta de trabalho de casais de mesmo sexo e de sexos diferentes identificados na amostra do Censo Demográfico de 2010.

3 DADOS E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Nesta seção discute-se a respeito das modificações que incluíram novas ferramentas para identificar arranjos familiares não-tradicionais no Censo Demográfico de 2010. Posteriormente, discorre-se sobre a composição da base de dados e a seleção da amostra, bem como das variáveis utilizadas para o modelo. Por fim, estabelece-se uma estratégia para obter os resultados propostos por esta dissertação.

3.1 CONTEXTUALIZAÇÃO DA BASE DE DADOS E ESTRATÉGIA PARA IDENTIFICAÇÃO DOS CASAIS DE MESMO SEXO

Com vistas à possibilidade de identificação de arranjos familiares não-tradicionais, as recomendações para os censos populacionais de 2010 buscaram apontar formas de incluir a identificação da diversidade de famílias presentes na sociedade contemporânea⁸. O documento elaborado pela UNECE (*United Nations Economic Commission For Europe*) ampliou o espectro acerca da formação das unidades domésticas, possibilitando identificar os casais homoafetivos, as famílias reconstituídas, os casais que moram em casas separadas, os que vivem alternadamente em mais de um lar e pessoas com laços de parentesco que compartilham algum grau de solidariedade e vivem em casas separadas. Toda essa exigência, no entanto, impõe desafios a pesquisadores no que tange às técnicas para identificação e mensuração dessas famílias⁹.

O IBGE adequou o Censo Demográfico Brasileiro de 2010 a algumas das diretrizes sugeridas pela UNECE. As adequações realizadas no questionário do Censo Demográfico ampliaram o leque das opções de resposta à relação de parentesco com a pessoa responsável pelo domicílio, com isso se fez possível a identificação de “cônjuge ou companheiro(a) de mesmo sexo”. Este mecanismo permitiu a identificação de forma indireta de indivíduos que estão em um

⁸ IBGE (2010) - Resultado da Amostra para Famílias e Domicílios do Censo Demográfico de 2010.

⁹ Para mais informações consultar: UNECE. Measurement of emerging forms of families and households. United Nations Economic Commission for Europe (UNECE) Task Force on Families and Households. Jan.2012.

relacionamento homoafetivo e vivem juntos no mesmo domicílio. Ademais, esta nova identificação viabilizou o surgimento de estudos empíricos acerca da população LGB no Brasil no que concerne às ciências sociais e econômica.

O procedimento para identificação dos casais de mesmo sexo consiste em, primeiramente, identificar os chefes de família que possuem um cônjuge morando no mesmo domicílio. Posteriormente, verifica-se se o cônjuge se enquadra na situação de “cônjuge de mesmo sexo” ou “cônjuge de sexo oposto”. Na ocorrência do primeiro caso, é possível dizer que consiste em um casal em uma relação homoafetiva; na ocorrência do segundo caso, identificamos que consiste em um casal em relação heteroafetiva. Por último, faz-se a identificação do sexo dos indivíduos para determinar o gênero pertinente aos casais homoafetivos (casal de gays ou casal de lésbicas), bem como o sexo do chefe e do cônjuge em relação heteroafetiva¹⁰.

Vale destacar que toda base de dados está sujeita a sofrer com a subnotificação quando se busca pela identificação da orientação sexual em uma amostra de indivíduos. Isto ocorre devido ao estigma da homossexualidade, o que leva um casal homoafetivo a se identificar como “chefe e convivente” – o que não caracteriza uma relação conjugal – como forma de evitar represálias. Outro detalhe importante é que ano de realização do Censo Demográfico de 2010 casais de mesmo sexo não possuíam nenhum suporte jurídico que sustentasse legalmente tal relação conjugal¹¹. Badgett (2009) defende o casamento igualitário e aponta que os fatores institucionais são fundamentais para o reconhecimento de dois homens ou duas mulheres como casal. 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 indivíduos¹².

¹⁰ A título de simplificação das terminologias utilizadas nessa dissertação, considerar-se-á toda a terminologia envolvendo “*gays*” aos indivíduos homens em união consensual homoafetiva, bem como para “*lésbicas*”, que deve ser interpretada como mulheres em uma união consensual homoafetiva. Contudo, é importante ressaltar a existência de uma enorme diversidade no espectro da heterossexualidade à homossexualidade.

¹¹ Somente em maio de 2011, os ministros do Supremo Tribunal Federal determinaram que os direitos de união estável deveriam ser estendidos aos casais de mesmo sexo. Disponível em: <http://www.stf.jus.br/portal/cms/verNoticiaDetalhe.asp?idConteudo=178931>

¹² A pesquisa não faz referência à orientação sexual dos indivíduos e apenas permite inferir a existência de gays, lésbicas e bissexuais quando estes se encontram em uma união consensual.

3.2 BASE DE DADOS

A análise deste trabalho compreende os casais corresidentes identificados no Censo Demográfico de 2010, conforme a orientação sexual e natureza da união. Também são levados em conta os pares de conviventes (*roommates*) de mesmo sexo. Inicialmente, a amostra é composta por 65.442 casais homoafetivos, 21.421.019 casais heteroafetivos em união civil, 12.371.020 casais heteroafetivos em união consensual e 176.020 conviventes de mesmo sexo¹³.

Para o desenvolvimento dos testes empíricos, os casais serão divididos de acordo com a natureza da união e orientação sexual. Deste modo, os casais homoafetivos serão divididos em casais de mulheres lésbicas e casais de homens gays. Os casais heteroafetivos serão separados em dois subgrupos: casais em união consensual e casais em um casamento civil, pois é percebido na literatura econômica que o status marital pode interferir na oferta de trabalho e poder de barganha, principalmente para às mulheres¹⁴. Ademais, as análises serão realizadas para os grupos de casais citados anteriormente sob a presença de filhos e para os casais sem filhos. Além destes, serão considerados ainda os domicílios onde exista um chefe e um convivente, ambos do mesmo sexo. Neste caso, o convivente é um morador do domicílio que não apresenta relação conjugal ou familiar com o chefe da unidade doméstica.

Na amostra selecionada, os casais encontram-se na faixa de 20 a 60 anos e ambos cônjuges podem ofertar uma quantidade positiva de horas de trabalho semanais, ou apenas um dos cônjuges. Não são incorporados à análise os casais em que nenhum dos cônjuges ofertam horas positivas de trabalho. Outras continências feitas desconsideraram da amostra os indivíduos que não declararam sexo, escolaridade, cor/raça, renda do não-trabalho e idade. Ademais, são considerados na amostra apenas os indivíduos que ofertavam trabalho no mercado privado. Militares e funcionários públicos forma excluídos da amostra. Essa última restrição se deve ao fato de a legislação vigente para o funcionalismo público gere efeitos discretos que

¹³ Valores expandidos pelo peso amostral.

¹⁴ Madalozzo e Gomes (2012) identificaram que mulheres heterossexuais em união consensual podem ofertar até 15% mais horas de trabalho que as mesmas mulheres em um casamento civil. Rangel (2006) relata que a mulher em uma união mais informal tem maior poder de barganha e com isso consegue reduzir horas dedicadas a atividade doméstica, e mesmo no mercado de trabalho.

podem interferir na escolha de participação no mercado de trabalho e, também, pelo total de horas ofertadas pelos cônjuges. Uma amostra composta apenas por indivíduos que compõe o mercado de trabalho privado torna a análise da barganha coletiva menos sujeita a heterogeneidades, além de garantir que todos os indivíduos estarão sujeitos a mesma legislação trabalhista.

Dentre as variáveis de impacto encontra-se o total de horas de trabalho ofertadas por mês como variável dependente, o total mensal da renda do não-trabalho e a renda mensal do trabalho principal para cada indivíduo. Para a renda do não-trabalho, foi utilizada a informação que consiste na soma de todos os rendimentos de outras fontes, isto é, que não eram oriundos de trabalho¹⁵. A idade consiste no total da idade de cada indivíduo em anos. Os diferenciais de renda do não-trabalho e idade são elaborados conforme o valor para o chefe menos o valor para o cônjuge, exceto para casais heteroafetivos, em que os diferenciais são o total para o parceiro homem menos o total para a parceira mulher. Estas duas últimas variáveis são os fatores distributivos, ou fatores distributivos, os quais serão utilizados como controles para o poder de barganha dos casais. Nenhum dos indivíduos possuem valor ignorado nas suas respostas para a renda do não-trabalho ou idade, assim seus fatores distributivos podem obter valores positivos, negativos ou zero.

Como controles são utilizadas as variáveis para identificar a região geográfica, uma para domicílios em região urbana e outra para identificar se vive em região metropolitana. Inclui-se entre os controles, ainda, uma *dummy* para a cor do indivíduo, uma *dummy* para o nível de instrução. São levadas em consideração ainda informações a respeito da composição familiar que são relevantes para a decisão sobre a participação nas horas de trabalho como o número de filhos em idade pré-escolar (menores de 7 anos) e filhos em idade escolar (idade entre 7 e 17 anos), bem como o número de idosos e o tamanho do domicílio como o total de pessoas que residem no domicílio.

Após as seleções realizadas, a amostra apresenta 45.326 casais homoafetivos, 12.641.703 casais heteroafetivos em união civil, 8.977.619 casais heteroafetivos em união consensual e 108.203 conviventes de mesmo sexo.

¹⁵ Estão inclusos nesta soma os rendimentos mensais habituais de transferências diretas de programas sociais, pensão do instituto de previdência e rendimentos mensais de fontes como juros de poupança, aplicações financeiras, aluguel, pensão ou aposentadoria de previdência privada (IBGE, 2010).

3.3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A análise empírica a ser desenvolvida busca testar os pressupostos de Chiappori, et al. (2002), sob a ocorrência de casais homoafetivos e heteroafetivos. As estimações serão feitas tanto para casais em que ambos participam do mercado de trabalho, bem como para aqueles onde apenas um dos cônjuges participa. Além disso as amostras serão divididas em dois subgrupos que são de casais com filhos e casais sem filhos como forma de verificar a robustez da análise.

Sobre a questão da seleção somente de indivíduos que ofertam trabalho, Chiappori, et al. (2002) discorrem a respeito da geração de um viés de seleção na amostra quando se seleciona apenas indivíduos que ofertam trabalho. Blundell et al. (2007) estabelece que em uma situação em que ambos membros de um casal estão trabalhando possibilita uma identificação mais robusta do poder de barganha. Contudo, outros trabalhos também se dedicaram a elaborar uma solução para a censura da oferta de trabalho feminina, todavia, não se estabeleceu um acordo de que o viés de seleção impede uma estimação consistente do poder de barganha, justamente por tais soluções incorporarem restrições para além do modelo inicial (DONNI, 2003; VERMEULEN, 2006). Apesar do debate na literatura, neste trabalho serão realizadas estimações para ambas situações, empregando-se uma estratégia de estimação que obtém resultados a partir de uma solução de canto para oferta de horas censuradas.

3.3.1 Forma Funcional para a Oferta de Trabalho

As equações são especificadas para chefes e cônjuges, e geradas para cada tipo de casal – considerando a orientação sexual e a natureza da união. Deste modo, os casais a serem especificados serão lésbicas em união consensual, gays em união consensual, heteroafetivos em união consensual, heteroafetivos em casamento civil, conviventes homens e conviventes mulheres:

$$h^1 = \alpha_1 \ln w^1 + \alpha_2 \ln w^2 + \alpha_3 y + \gamma_1 y_{diff} + \gamma_2 age_{diff} + \delta Z + \varepsilon^1 \quad (12)$$

$$h^2 = \beta_1 \ln w^1 + \beta_2 \ln w^2 + \beta_3 y + \lambda_1 y_{diff} + \lambda_2 age_{diff} + \omega Z + \varepsilon^2 \quad (13)$$

A variável dependente é representada pelo total de horas trabalhadas por mês. Os fatores distributivos do poder de barganha são y_{diff} e age_{diff} , que representam o diferencial da renda do não-trabalho e o diferencial da idade dos cônjuges, respectivamente.

A respeito dos fatores distributivos, de acordo com a teoria, se um indivíduo é relativamente mais rico – em relação a renda do não-trabalho –, então sua oferta de trabalho deve diminuir e a de seu parceiro aumentar. De maneira análoga, se ser relativamente mais jovem é uma característica favorável associada positivamente ao poder de barganha, então, o parceiro mais jovem pode diminuir sua oferta de trabalho e a de seu parceiro deve aumentar. Isto ocorre posto que os fatores distributivos afetam o total de horas trabalhadas através da regra de compartilhamento da renda do não-trabalho, de modo que quem possui maior poder de barganha retém maior parte da renda proveniente do não-trabalho e acaba, assim, ofertando menos horas. Deste modo, um efeito negativo sobre o total de horas ofertadas do chefe, por exemplo, sugere que este recebe uma maior parcela da partilha da renda do não-trabalho, devido a seu poder de barganha ser maior, e pode, assim, reduzir suas horas de trabalho e despende-las em lazer, projetando o efeito oposto nas horas do seu cônjuge (CHIAPPORI et al., 2002; OREFFICE, 2011).

As outras variáveis de impactos são o salário-hora dos indivíduos, sendo chefe $i = 1$ e cônjuge $i = 2$, o total da renda do não-trabalho do domicílio y , e um vetor Z de variáveis para controle. Neste vetor Z estão inclusas informações a respeito do nível de instrução de cada parceiro (nível de escolaridade mais alto concluído), a presença de filhos em idade escolar e idade pré-escolar vivendo no domicílio, presença de idosos, tamanho do domicílio, a idade e idade ao quadrado do indivíduo i , de modo que a diferença da idade possa ser identificada. Existe ainda uma variável para identificação de cor, uma para identificação de domicílios urbanos e localização em região metropolitana, além da região geográfica.

3.3.2 Métodos para Investigação

Os métodos escolhidos como estratégia para análise dos determinantes da oferta de trabalho e do poder de barganha dos casais foram o modelo *tobit*, o modelo *heckit* e o modelo *double-hurdle*. A escolhas de desses modelos se deram pela

necessidade de se estimar horas de trabalho, que é uma variável dependente que apresenta valores censurados em 0. Além disso, existe a necessidade de se corrigir o viés gerado pela seleção da amostra. As formalizações desses modelos serão descritas nesta subseção.

O primeiro modelo consiste em uma estimação de um modelo *tobit* inicialmente proposto por Tobin (1958). Este modelo pressupõe que existe uma variável dependente latente com valores truncados ora acima, ora abaixo, ou por vezes não observados. Amemiya (1984) estabeleceu cinco tipos de variações do modelo *tobit*, a partir de como se dá a truncagem dos valores observados em uma determinada amostra. O modelo *tobit* em questão diz respeito ao primeiro tipo (tipo I) estabelecido por Amemiya (1984), descrito como:

$$y^* = x_i' \beta + u_i, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (14)$$

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{se } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{se } y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (15)$$

Os erros u_i são assumidos como i.i.d. como $N(0, \sigma^2)$. Neste contexto os valores para y_i podem não ser observados ainda que x_i seja observado. Para valores de $y_i^* > 0$, então y_i é observado; ou para $y_i^* \leq 0$, então y_i é censurada. O modelo em questão foi estimado conforme as equações (12) e (13).

O modelo acima, apesar de parecer solucionar a investigação proposta neste trabalho, possui alguns detalhes que fazem com que não seja tão eficiente para a análise pretendida. Em um modelo *tobit*, as variáveis explicativas influenciam tanto a decisão de participação quanto de oferta de horas de trabalho, de modo que os estimadores (β 's) produzem efeitos de forma simétrica para ambas decisões. Além disso, ao integrar todas as observações, inclusive os valores censurados, a estimação de um *tobit* simples considera que os valores “zeros” têm uma origem em si mesmos, dessa forma, não considera que esses valores censurados têm uma origem anterior, isto é, que podem ser determinados quando o indivíduo escolhe participar ou não do mercado de trabalho.

A participação ou a não-participação de um indivíduo no mercado de trabalho não tem apenas relação com as características produtivas e a oferta de emprego, a não-participação no mercado de trabalho pode ter relação com o fato de que o salário reserva é elevado ou que as taxas salariais são muito baixas. O salário reserva faz

com que pessoas não aceitem ir para o mercado de recebendo um salário abaixo daquilo que acreditam que merecem receber (MONTE e RAMALHO, 2011). Quando o salário reserva é muito alto isso reduz a probabilidade de um indivíduo estar participando do mercado de trabalho, ou seja, o indivíduo se dedicará a outras atividades até que o salário do mercado atinja a sua expectativa.

Em certos casos, a estimação do total de horas de trabalho dos indivíduos pode ter seus resultados viesados devido ao problema de seletividade amostral. Principalmente quando se trata de mercado de trabalho, em que muitas mulheres estão sujeitas a atividade doméstica, enquanto os homens, na sua grande maioria, se dedicam ao mercado de trabalho. Nessas situações, trabalhos que buscam estimar horas de trabalho ofertadas, precisam aplicar o método de correção para a seletividade amostral de Heckman (1979) para evitar resultados viesados. Este será o caso dos próximos dois modelos a serem descritos.

A partir da necessidade de correção do viés de seleção amostral o segundo modelo consiste na estimação de um modelo *tobit* do tipo II, em que a estimação da variável dependente passa por um processo de correção proposto por Heckman (1979). Conhecido como *heckit*, neste processo, entende-se que a decisão por ofertar horas de trabalho passa por uma primeira escolha sobre participar ou não do mercado de trabalho. Essa primeira decisão, então, é uma escolha binária que pode ser estimada através de um *probit*, em que o indivíduo decidirá sobre participar do mercado de trabalho, ou não. O mecanismo de correção do viés de seleção é aplicado às amostras em que o total de horas de trabalho ofertadas se encontra censurado. O modelo *probit* é definido como:

$$d_i^* = z'_{2i}\beta_i + \varepsilon_i, \quad (16)$$

$$d_i = \begin{cases} 1 & \text{se } d_i^* > 0 \\ 0 & \text{se caso contrário} \end{cases}. \quad (17)$$

Em z'_{2i} estão contidas as características observáveis que são exógenas às equações de horas (12) e (13) e que determinam a participação no mercado. Esta especificação do *probit* possui o intuito de identificar o processo no qual $Prob(d_i = 1 | z_{2i}) = \Phi(z'_{2i}\beta_i)$, em que $\phi(z'_{2i}\beta_i)$ é a função de densidade de probabilidade normal, com a qual é possível obter a função de densidade de probabilidade acumulada $\Phi(z'_{2i}\beta_i)$. Através dessas funções densidade de

probabilidade, obtidas da estimação do *probit*, é possível encontrar um fator importante da estimação do modelo de Heckman em dois estágios. Este fator se trata da razão inversa de Mills (18), que possui o intuito de sanar o problema de viés de seleção:

$$\lambda_i = \frac{\phi(z'_{2i}\beta_i)}{\Phi(z'_{2i}\beta_i)} \text{ para } d_1 = 1 ; \lambda_i = -\frac{\phi(z'_{2i}\beta_i)}{1 - \Phi(z'_{2i}\beta_i)}, \text{ caso contrário. (18)}$$

Obtida, então, a razão inversa de Mills (λ_i), esta será introduzida na formalização das equações (12) e (13) como um regressor completar:

$$h^i = \alpha_1 \ln w^i + \alpha_2 \ln w^j + \alpha_3 y + \gamma_1 y_{diff} + \gamma_2 age_{diff} + \delta Z + \alpha_\lambda \lambda_i + \varepsilon^i, \quad i=1,2. (19)$$

A formalização (19) é, por fim, estimada como um modelo *tobit*. Este modelo é também conhecido como *tobit* do tipo II. A utilização deste método em detrimento de um *tobit* simples decorre do fato de que no primeiro o procedimento é organizado em dois estágios, primeiro se define o processo de decisão sobre participar do mercado de trabalho, e sequencialmente o total de horas ofertadas. Isso permite organizar o processo em duas etapas de decisão, além de possibilitar o uso de diferentes variáveis explicativas em ambos estágios. O *tobit* simples não incorpora a heterogeneidade dos efeitos dos “zeros” no total de horas ofertadas.

O modelo anterior permite a extensão da análise feita para incluir casais em que somente um dos parceiros – chefe ou cônjuge – ofertam um total positivo de horas de trabalho. Na equação de seleção são levadas em consideração características que diferem os cônjuges que trabalham daqueles que não trabalham. De acordo com Blundell et al. (2007), existe ainda a possibilidade de que a participação de um dos cônjuges pode influenciar a escolha sobre a participação do outro. Outras características como a presença de filhos pequenos ou idosos, e demais variações da composição familiar, são fundamentais para a determinação da participação no mercado de trabalho feita pelos cônjuges. Ademais, Donni (2003) mostrou que o modelo de Chiappori et al. (2002) pode ser aplicado para situações em que um dos indivíduos não oferta trabalho por motivos de ter um salário reserva acima do salário oferecido pelo mercado.

Buscando uma solução de canto mais adequada, o modelo *double-hurdle* elaborado por Cragg (1971) possui pressupostos que são mais apropriados para o que Heckman (1979) propõe como correção da seletividade amostral. Também conhecido como “two-tiers”, o modelo estabelece que para chegar a ofertar algum valor em horas de trabalho um trabalhador precisa, anteriormente, tomar a decisão de participar do mercado de trabalho. Neste caso, o indivíduo ao decidir ofertar horas de trabalho carrega os efeitos não observados da decisão que tomou no primeiro estágio – no caso, sobre participar do mercado ou não.

Segundo Blundell et al. (1987), para se observar valores positivos nas horas ofertadas por um trabalhador, é necessário superar dois obstáculos como definido a seguir:

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{se } y_i^* > 0 \text{ e } d_i > 0, \\ 0 & \text{caso contrário,} \end{cases} \quad (20)$$

onde y_i^* pode ser descrita como na equação (14) e d_i como na equação (16).

O método do *heckit* presume a normalidade na distribuição dos termos de erro das equações (14) e (16), de forma que isso implica que as decisões são tomadas de maneira independente. Porém, Heckman (1979) sugere que os termos de erros são, na prática, correlacionados, e que a decisão sobre participar do mercado de trabalho domina a decisão no estágio seguinte. O modelo proposto por Cragg (1971) segue este raciocínio e propõe uma estimação baseada em um modelo *tobit*, contudo considerando que $E(\varepsilon_i \cdot u_i) \neq 0$. Ou seja, considera que os efeitos aleatórios do segundo estágio estão correlacionados com os efeitos aleatórios do primeiro estágio.

Definidos, assim, os métodos pelos quais irá se obter os estimadores do total de oferta de horas, a seguir serão descritos a forma como a regra de compartilhamento pode ser obtida a partir das estimações.

3.3.3 Testando os Pressupostos para Regra de Compartilhamento

O modelo possibilita testes adicionais das restrições no impacto dos fatores distributivos na oferta de trabalho dos cônjuges, e sobre a forma como varia a regra de compartilhamento para as variáveis de impacto. A interação simétrica dos efeitos

do poder de barganha pode ser descrita como em Orefice (2011) e testada a fim de verificar o ajustamento do modelo para cada arranjo familiar:

$$\frac{\gamma_1}{\rho_1} = \frac{\gamma_2}{\rho_2} \quad (21)$$

A equação (21) resume as restrições sobre as igualdades necessárias ao modelo de racionalidade coletiva para oferta de trabalho. Essa condição é uma condição necessária para a recuperação da regra de compartilhamento, visto que os fatores distributivos entram na função de oferta de trabalho somente via a mesma função φ .

Logo, se as restrições em (21) são satisfeitas, as derivadas parciais da regra de compartilhamento são dadas por:

$$\varphi_y = \frac{\alpha_3 \cdot \rho_1}{\Delta}; \varphi_{w_1} = \frac{\beta_1 \cdot \gamma_1}{\Delta}; \varphi_{w_2} = \frac{\alpha_2 \cdot \rho_1}{\Delta}; \varphi_{s_i} = \frac{\gamma_i \cdot \rho_1}{\Delta} \quad \forall i = 1, 2 \quad (22)$$

onde

$$\Delta = \rho_1 \cdot \alpha_3 - \gamma_1 \cdot \beta_3 \quad (23)$$

De acordo com Orefice (2011), solucionando o sistema acima, resulta-se na equação da regra de compartilhamento

$$\varphi = \frac{1}{\Delta} (\beta_1 \gamma_1 \ln w^1 + \alpha_2 \rho_1 \ln w^2 + \alpha_3 \rho_1 y + \gamma_1 \rho_1 y_{diff} + \gamma_2 \rho_1 age_{diff}) + k(z) \quad (24)$$

Na equação (18), a função $k(z)$ reflete o fato de que, dado um vetor z , a regra de compartilhamento pode ser recuperada a partir da adição de um termo constante para cada indivíduo (CHIAPPORI, et al., 2002). Ademais, todas as condições são testadas e reproduzidas através da estimação dos coeficientes da oferta de trabalho de cada indivíduo.

4 CARACTERIZAÇÃO DAS FAMÍLIAS LGBs NO BRASIL – CENSO 2010

Nos estudos de Economia da Família, a busca por resultados sobre as alocações domésticas demanda informações relativas às características de mercado de trabalho, bem como informações sócio-demográficas dos indivíduos. No entanto, as características padrão que são observadas na literatura econômica seguem, frequentemente, a normativa de um casal heteroafetivo. Todavia, a dinâmica familiar distingue-se entre arranjos familiares diferentes, por isso é importante refletir sobre tais características padrão sob a ótica da diversidade de formações familiares, isto é, não tendo como foco que as famílias são formadas apenas por casais heterossexuais. Com o intuito de trazer luz ao tema, esta seção tem a finalidade de apresentar a economia das famílias LGBs e, principalmente, destacar em que aspecto as características produtivas e sócio-demográficas destes indivíduos se diferem da normatização heteroafetiva já bastante estabelecida em estudos econômicos.

Através da análise das estatísticas descritivas da amostra utilizada por essa dissertação serão realizadas comparações ao nível familiar e ao nível do indivíduo, levando em consideração o gênero, relação de parentesco e orientação sexual. As informações são apresentadas nas tabelas 1 e 2 dessa seção, além de duas figuras com a distribuição das horas de trabalho e salários dos casais, presentes no apêndice A. É possível observar na Figura 1 que existe um padrão de distribuição de horas de trabalho comum aos quatro grupos de casais. Na Tabela 1 são encontrados as médias e os desvios-padrão das variáveis utilizadas como controle e demais informações sobre as características pessoais dos indivíduos. É possível notar que entre os casais analisados, o grupo dos casais de sexo oposto casados apresenta a maior média de idade em anos, tanto para homens (41,04) quanto para mulheres (38,08). Em todos os grupos a média de idade das mulheres é menor do que a média para os homens, mesmo nos casais homoafetivos. Marsiaj (2003) destaca que, buscando viver longe de famílias e comunidades que discriminam, existe uma tendência de que casais homoafetivos sejam formados por pessoas mais novas, dado a necessidade desses indivíduos de viverem suas vidas de maneira mais livre. Contudo, o estigma associado às famílias homoafetivas, afeta gerações de pessoas de forma diferente. Ao passo que casais mais novos possuem mais liberdade para se assumirem, os casais formados por pessoas mais velhas carregam um peso maior sobre o estigma e, por vezes, não se assumem como um casal.

A respeito da cor dos indivíduos, com exceção do grupo de casais heteroafetivos em união consensual, em todos os outros grupos existe uma presença maior de pessoas brancas, com maior ocorrência para as mulheres. No segundo grupo, essa tendência se inverte, e então se percebe uma maior ocorrência de pessoas que declararam serem da cor preta. Ademais, apesar de pequena, ainda existe uma diferença de 1% a menos na ocorrência de esposas que declaram ser da cor preta comparativamente aos homens entre os casais heteroafetivos em união consensual. Indivíduos que se declararam amarelos e indígenas possuem pouca representatividade em todos os grupos.

Os casais homoafetivos da amostra em questão apresentam um nível de escolaridade mais elevado que o restante da amostra, sendo que cerca de 30% dos gays e 20% das lésbicas possuem curso superior. Os menores percentuais exibidos entre os homens (5,25%) e mulheres (7,22%) pertencentes aos casais do segundo grupo de heteroafetivos. Destaca-se ainda que as mulheres conviventes apresentam o maior percentual (34,68%) entre todos os grupos. Na literatura econômica, em relação ao nível de escolaridade, existem estudos que apontam que gays, lésbicas e bissexuais adultos possuem, em média, mais anos de estudo completos que suas contrapartes sexuais (BLACK et al., 2007; GATES, 2014). Nos trabalhos de Jacinto et al. (2017) e Suliano et al. (2016), para uma amostra de casais homoafetivos brasileiros, este fato também é corroborado. Alguns autores justificam esse fato colocando que gays e lésbicas têm maior ímpeto por saírem de casa e irem viver suas vidas, e a universidade se torna um local bastante oportuno para se manifestarem em um ambiente que suporta maior diversidade sexual, racial e de gênero. Além disso, pode ocorrer também que, antecipando a discriminação que encontrarão no mercado de trabalho, indivíduos LGBs tendem a escolher profissões que demandem um nível de instrução maior, para que dessa forma encontrem um ambiente menos sujeito a discriminação (BLACK et al., 2007).

A respeito do mercado de trabalho, as mulheres envolvidas em um relacionamento heteroafetivo, seja em casamento civil ou em união consensual, possuem as maiores taxas de mão de obra desocupada, sendo 7,06% e 11,44% respectivamente. De um modo geral, a taxa de participação no mercado de trabalho é maior entre os homens de todos os grupos, independente do status marital e orientação sexual. Contudo, são os homens em um relacionamento heteroafetivo que possuem maiores taxas de oferta de trabalho em tempo integral (cerca de 90%),

seguidos dos indivíduos envolvidos em uma relação homoafetiva (87,65% para gays e 86,00% para lésbicas). Em todos os grupos, as mulheres têm menos participação na oferta de trabalho em tempo integral.

Existem estudos que mostram que, em relação ao uso do tempo, gays e lésbicas não estão, de certa forma, sujeitos à especialização de gênero, que prediz que a mulher se dedica ao trabalho doméstico e aos cuidados com os filhos, enquanto o homem se dedica às atividades laborais (JEPSEN e JEPSEN, 2015). Isto pode ser observado nas estatísticas que revelam que, se comparadas com seus pares heterossexuais, lésbicas apresentam, em média, maiores taxas de participação frente às mulheres heterossexuais. Já para os homens em união homoafetiva, se comparado aos seus pares heterossexuais, gays apresentam taxas de participação ligeiramente mais baixas (BLACK et al., 2007). Destaca-se ainda que os gays possuem maior taxa de participação nos setores de atividade onde existe maior concentração de mulheres; por outro lado, lésbicas ocupam postos de trabalho que são majoritariamente ocupados por homens heterossexuais (BLACK et al. 2003, BLACK et al., 2007).

Em suas ocupações, os indivíduos de todos os grupos demonstram estar ocupados em cargos com carteira assinada, com exceção das mulheres do grupo 2 em que 48,87% estão empregadas com carteira assinada. Em todos os grupos as mulheres apresentam maior participação em empregos sem carteira assinada, com o maior valor demonstrado pelas mulheres do grupo 2. Sobre os indivíduos que trabalham por conta própria, são os homens que demonstram uma maior tendência a essas ocupações, comparativamente às mulheres de cada grupo. Entre os empregadores se destacam os homens do grupo 1 com 4,35% e os homens gays com 5,11%. Os demais grupos possuem uma representatividade bastante parecida nesta condição de ocupação.

Tabela 1: Composição dos Casais – Características Individuais

Variáveis	Heteroafetivos – União Civil (grupo 1)		Heteroafetivos – União Consensual (grupo 2)		Homoafetivos (grupo 3)		Conviventes (grupo 4)	
	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher
<i>Idade</i>	41,04 (9,21)	38,08 (9,02)	36,88 (9,14)	34,35 (8,61)	34,59 (8,68)	34,01 (8,68)	32,77 (9,41)	31,63 (8,89)
<i>Idade</i> ²	1769,98 (763,62)	1532,14 (705,40)	1443,95 (715,04)	1265,75 (637,94)	1272,18 (650,41)	1227,76 (612,20)	1162,74 (700,34)	1079,58 (650,16)
Cor (%)								
<i>Branco</i>	55,81	57,67	42,54	43,30	58,18	54,27	51,23	62,75
<i>Amarelo</i>	1,12	1,25	0,94	1,19	1,19	1,28	1,19	1,71
<i>Preto</i>	42,87	40,88	56,08	55,06	40,39	44,05	47,23	35,46
<i>Indígena</i>	0,20	0,20	0,45	0,45	0,24	0,40	0,35	0,08
	100	100	100	100	100	100	100	100
Escolaridade (%)								
<i>Fundamental incompleto</i>	38,74	31,28	48,84	41,14	14,87	20,72	27,86	9,34
<i>Ensino Fundamental</i>	17,27	16,62	19,53	20,28	12,13	16,66	16,33	10,62
<i>Ensino Médio</i>	31,58	35,39	26,38	31,37	43,85	42,78	35,99	45,36
<i>Ensino Superior</i>	12,41	16,71	5,25	7,22	29,15	19,83	19,82	34,68
	100	100	100	100	100	100	100	100
Pop. Ocupada (%)								
<i>Desocupada</i>	2,41	7,06	4,00	11,44	4,82	8,34	3,21	5,95
<i>Ocupada</i>	97,59	92,94	96,00	88,56	95,18	91,66	96,79	94,05
	100	100	100	100	100	100	100	100
Jornada de Trabalho (%)								
<i>Parcial</i>	8,07	19,47	9,13	19,23	12,35	14,00	8,98	12,16
<i>Integral</i>	91,93	80,53	90,87	80,77	87,65	86,00	91,02	87,84
	100	100	100	100	100	100	100	100
Categoria de Ocupação (%)								
<i>Carteira Assinada</i>	54,88	51,74	52,52	48,87	58,97	53,31	61,32	63,59
<i>Sem Carteira Assinada</i>	11,79	20,77	18,24	29,55	11,98	21,27	17,93	20,64
<i>Conta Própria</i>	28,98	24,62	27,13	20,23	23,95	23,46	18,97	14,35
<i>Empregador</i>	4,35	2,87	2,12	1,35	5,11	1,95	1,77	1,42
	100	100	100	100	100	100	100	100
<i>N</i>	17.576.453		11.510.835		79.614		174.598	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico 2010. Desvios-padrão encontram-se entre parênteses.

As estatísticas presentes na Tabela 2 dizem respeito às médias e aos desvios-padrão das variáveis utilizadas como controle quanto às características da família. A maior parte dos casais estão presentes na região nordeste, seguidos da região sudeste e sul. A região norte e centro-oeste são as menos representativas nos quatro grupos.

É possível notar que a maioria dos casais homoafetivos presentes na amostra possuem seus domicílios em região urbana (97,54%) e que desse montante 71,82% estão em região metropolitana. Sendo uma minoria populacional, as famílias LGBs, em geral, preferem estar próximas umas das outras, com o intuito de se ajudarem e colaborarem entre si (BADGETT, 2001). Contudo, ao contrário do que o senso comum prediz, documenta-se que as relações sociais e afetivas entre pessoas de mesmo sexo não acontecem de maneira frequente em cidades menores, mas sim nas cidades maiores, como capitais e regiões metropolitanas (BLACK et al., 2007). O estigma da homossexualidade e o custo da revelação da homossexualidade são fatores que fortemente influenciam que os LGBs residentes em pequenas cidades se mudem para as grandes cidades, em que prevalecem leis mais liberais. Deste modo, evidencia-se na literatura que gays e lésbicas têm uma maior probabilidade de não permanecerem na cidade ou no estado em que nasceram. Nas grandes cidades, evidências revelam os homossexuais se localizam próximos uns aos outros, sobretudo em ambientes mais abertos à diversidade sexual. Por este motivo, nos Estados Unidos, São Francisco é reconhecida internacionalmente como uma das cidades mais favoráveis aos gays – *gay friendly* (BLACK et al., 2007).

No caso brasileiro, Suliano et al. (2016) também identificaram uma grande concentração de gays e lésbicas vivendo em regiões metropolitanas no Brasil. De acordo com os autores, as marés urbanas são capazes de atrair a população em geral na busca de uma maior prosperidade econômica. Todavia, são nas grandes cidades onde, no Brasil, as atitudes mais liberais com respeito a diversidade sexual acontecem. Devido a isso, observa-se uma maior presença de gays e lésbicas nas grandes cidades (ALMEIDA, 2007).

Em relação a composição familiar, os casais homoafetivos apresentam o menor percentual dentro os casais que possuem filhos menores de idade (16,88%). Dentre os casais que possuem filhos menores, os filhos são separados em duas categorias, filhos em idade pré-escolar (0 a 6anos) e idade escolar (7 a 17 anos). Deste modo é possível perceber que 35,35% dos casais do grupo 1 possuem filhos em idade pré-escolar, este percentual é maior para os casais do grupo 2 (49,44%), já para os casais homoafetivos é somente 7,99%. Os filhos em idade escolar têm uma presença de 48,25% dentre os casais do primeiro grupo e 45,76% de presença nos casais do segundo grupo. Novamente, para os casais homoafetivos o valor é bastante inferior em comparação aos demais grupo, somente 11,81% dos casais homoafetivos

possuem filhos em idade escolar. A presença de idosos é bastante reduzida para todos os grupos em que é possível a ocorrência. E os domicílios chefiados por casais heteroafetivo têm em média de 3 a 4 moradores, enquanto os domicílios chefiados por casais homoafetivos têm de 2 a 3 moradores. A presença de filhos na família é um elemento importante nas decisões familiares no que concerne ao mercado de trabalho. Criar uma criança demanda recursos financeiros e emocionais dos pais, que poderiam ser alocados em outros usos, como para o consumo, lazer ou trabalho (BLACK et al., 2007). Devido a fatores naturais e biológicos, casais heteroafetivos têm maior facilidade em ter filhos. Contudo, métodos alternativos que poderiam estar disponíveis aos casais homoafetivos, tais como a adoção de crianças ou a fertilização *in vitro*, podem não estar legalmente disponíveis ou serem extremamente custosos gerando um custo inicial elevado, sobre o qual as famílias podem não estar dispostas a arcar (BADGETT, 2001). Todos os elementos acima, portanto, justificam a uma baixa frequência de filhos nas famílias homoafetivas (BLACK et al., 2007; SULIANO et al., 2016).

A existência de filhos em famílias de casais homoafetivos pode ter origens distintas. Uma criança pode nascer de uma relação heteroafetiva em um contexto anterior a um divórcio em que um dos pais, ou ambos, se revelou como homossexual. Outra ocasião é quanto ao sistema de adoção, uma criança pode ser adotada quando seus pais já tiverem afirmado suas orientações sexuais e estão em uma relação estável (PATTERSON, 2000). O primeiro dos casos é algo que, recorrentemente, pode ser observado em estudos que avaliam sobre presença de filhos em famílias de casais homoafetivos. Muitas mulheres lésbicas se sentem forçadas a entrarem primeiro em uma relação heteroafetiva devido ao estigma, o que pode resultar no nascimento de uma criança. Após o rompimento dessa relação, essas mães carregam consigo o filho ou a filha para a próxima relação, que no caso pode ser com uma outra mulher (BADGETT, 2001). Ademais, vale destacar que existem outras possibilidades em que gays e lésbicas poderiam se tornar pais de uma criança como, por exemplo, através de uma decisão conjunta entre um casal de gays e um casal de lésbicas em que uma das mulheres, ou ambas, gerariam uma criança de maneira biológica (PEPLAU e BEALS, 2004).

Tabela 2: Composição dos Casais – Características da Família

Variáveis	Heteroafetivos – União Civil (grupo 1)	Heteroafetivos - União Consensual (grupo 2)	Homoafetivos (grupo 3)	Conviventes (grupo 4)
Região Geográfica (%)				
<i>Norte</i>	4,29	8,85	5,19	6,17
<i>Sudeste</i>	19,40	25,66	19,28	15,44
<i>Nordeste</i>	49,60	39,93	54,41	49,97
<i>Sul</i>	19,48	17,29	13,34	18,43
<i>Centro Oeste</i>	7,23	8,27	7,77	9,99
Total	100	100	100	100
Situação do Domicílio (%)				
<i>Rural</i>	13,26	12,14	2,46	6,67
<i>Urbano</i>	86,74	87,86	97,54	93,33
Total	100	100	100	100
Região Metropolitana (%)				
<i>Região Metropolitana</i>	49,65	53,37	71,82	57,70
<i>Região não-metropolitana</i>	50,35	46,63	28,18	42,30
Total	100	100	100	100
Filhos (%)				
<i>Casal com filhos</i>	68,26	74,51	16,88	-
<i>Casal sem filhos</i>	31,74	25,49	83,12	-
Total	100	100	100	-
<i>Filhos (0 a 7anos)</i>	35,35	49,44	7,99	-
<i>Filhos (7 a 17anos)</i>	48,25	45,76	11,81	-
Presença de Idosos (%)				
	2,75	1,89	1,72	-
Tamanho do Domicílio (média de pessoas)				
	3,71 (1,33)	3,72 (1,51)	2,55 (1,16)	2 (0)
<i>N</i>	17.576.453	11.510.835	79.614	174.598

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico 2010. Desvios-padrão encontram-se entre parênteses.

A Tabela 3 apresenta as médias das principais variáveis que este trabalho busca analisar. A variável de horas de trabalho ofertadas por semana demonstra um comportamento homogêneo entre os homens dos 4 grupos, cerca de 42 horas de trabalho semanais, apenas destoa dos demais resultados as horas ofertadas pelos gays, que apresentam uma média de 39 horas de trabalho semanal. Para as mulheres a maior média é encontrada para as mulheres conviventes (37,92 horas) e para as mulheres lésbicas (37,41 horas).

A variável de salários demonstra que as maiores médias para rendimentos do trabalho são encontradas entre os casais homoafetivos e os conviventes. Entre os

casais heteroafetivos, os homens possuem uma média mais elevada que a das mulheres para os salários nos dois grupos.

Sobre os diferenciais de idade os três primeiros grupos apresentam valores próximos, contudo os casais gays têm um desvio padrão maior, o que sugere que a formação desses casais se dá com mais tolerância as discrepâncias de idade entre chefe e cônjuge. Para casais de lésbicas a média do diferencial de idade é menor do que 2 anos, bastante parecido com o diferencial de idade das conviventes mulheres, 1,79.

Tabela 3: Médias das Variáveis de Impacto – por gênero

Variáveis	Heteroafetivos – União Civil (grupo 1)	Heteroafetivos em União Consensual (grupo 2)	Homoafetivos (grupo 3)	Conviventes (grupo 4)
Homens				
<i>Horas</i>	42,82 (15,62)	42,04 (17,04)	39,01 (16,67)	41,26 (15,39)
<i>Salário Real</i>	1562,07 (1641,725)	1101,75 (1162,62)	1995,62 (1915,55)	1594,66 (1596,10)
Δ Idade	2,96 (4,92)	2,52 (7,37)	2,38 (9,20)	1,82 (9,62)
Δ Renda do não- trabalho	77,81 (2743,63)	-9,00 (1435,85)	91,24 (1524,41)	155,95 (3656,94)
Mulheres				
<i>Horas</i>	35,26 (17,33)	33,70 (16,67)	37,41 (18,98)	37,92 (16,42)
<i>Salário Real</i>	1009,82 (1185,83)	750,14 (870,74)	1380,12 (1578,26)	1465,86 (1402,00)
Δ Idade	2,96 (4,92)	2,52 (7,37)	1,54 (7,81)	1,79 (8,20)
Δ Renda do não- trabalho	77,81 (2743,63)	-9,00 (1435,85)	-0,34 (1476,02)	108,07 (2944,53)
Família				
<i>Renda do não- trabalho</i>	273,57 (4293,66)	164,91 (1979,96)	502,05 (6359,88)	396,50 (3896,72)
<i>N</i>	17.576.453	11.510.835	79.614	174.598

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico 2010. Desvios-padrão encontram-se entre parênteses.

Os diferenciais da renda do não-trabalho apresentam valores bem diversificados entre os tipos de casais, sendo negativo para casais heteroafetivos em uma relação consensual (-9,00), enquanto para casais heteroafetivos casados o valor médio do diferencial é de 77,81. Os maiores diferenciais são encontrados no grupo de conviventes, sendo 155,95 para conviventes homens e 108,07 para conviventes mulheres. Destaca-se que a média do diferencial da renda do não-trabalho é negativa

e próxima de zero para casais de lésbicas (-0,34), contudo possui um desvio padrão de 1476,02, o que sugere uma grande dispersão nessas médias.

A renda do não-trabalho domiciliar média é mais elevada entre os casais homoafetivos (502,05), seguidos pelos conviventes (396,50). Entre os casais heteroafetivos, os que são casados possuem uma média dessa renda de 273,57, ao passo que os que não são casados possuem 164,91 em sua média. Ademais, o desvio-padrão dessa média para casais de sexo oposto casados é mais que o dobro do encontrado para o grupo 2.

De um modo geral, existem diversos fatores em que os casais da amostra se assemelham em suas características, isto ocorre, pois, alguns comportamentos são intrínsecos ao comportamento familiar e podem ser generalizados de alguma forma. Esses fatores podem ser sobre cor, localização geográfica, ou se são habitantes de zona rural ou urbana. No entanto, outras características trazem resultados que são peculiares ao núcleo familiar, e sugerem suceder em resultados diretos sobre renda, composição familiar, ocupação de cargos e participação no mercado de trabalho dos indivíduos que compõem os casais da amostra.

Na próxima seção destaca-se os principais resultados das estimações propostas para as amostras de casais homoafetivos e heteroafetivos. Posteriormente discute-se sobre as possíveis discussões que os resultados encontrados, até então, dialogam com os resultados da literatura tradicional.

5 ESCOLHA COLETIVA SOBRE OFERTA DE TRABALHO DOS CASAIS DE MESMO SEXO

Através dos métodos propostos na seção 3.3, foi possível obter resultados acerca da escolha coletiva dos casais de mesmo sexo presentes na amostra utilizada. Nas próximas subseções serão descritos os resultados sobre a barganha coletiva encontrados para os casais de mesmo sexo, que serão comparados com os resultados obtidos para os demais grupos de casais.

5.1 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES

Para os resultados a seguir, consta que os modelos foram estimados conforme as características das amostras, sejam os casos em que ambos os cônjuges ofertam horas de trabalho ou os casos em que seja necessária a correção do viés de seleção para as amostras de casais em que somente um dos cônjuges ofertam trabalho. De tal modo, a seguir, serão apresentados os resultados sobre as principais variáveis relacionadas ao poder de barganha para os casais de mesmo sexo. As tabelas completas com os resultados das estimações para todos os grupos estão presentes no Apêndice A desta dissertação.

5.1.1 Casos em que ambos os cônjuges participam do mercado de trabalho

Na Tabela 4, os fatores distributivos apresentaram sinais conforme esperado pelo modelo, isto é, um efeito positivo (negativo) para o chefe implica em um efeito negativo (positivo) para o cônjuge. Contudo, nem todos são significativos estatisticamente.

Para os casais sem filhos, ser um chefe de família gay relativamente mais velho em relação ao cônjuge implica em uma diminuição nas horas de trabalho ofertadas, ao passo que as horas do cônjuge são elevadas. No caso dos casais de lésbicas, ser relativamente mais nova em relação à chefe da família implica em um maior poder de barganha sobre as horas de trabalho ofertadas. Com relação a diferença da renda do não-trabalho, os cônjuges de casais gays e casais de lésbicas apresentam maior poder de barganha na medida se aumenta a diferença de renda entre o chefe e o cônjuge. Os resultados para os casais heteroafetivos, mostram que para casais em

união civil, ser uma esposa mais nova relativamente ao marido é um fator que favorece o poder de barganha.

Com vistas aos casais com filhos, os fatores distributivos perdem bastante poder explicativo, apesar de os sinais dos parâmetros não se alterarem para os casais homoafetivos. Enquanto que, para os casais heteroafetivos, os sinais para o diferencial de idade se mantêm significativo estatisticamente, algo que não ocorre para o diferencial da renda do não-trabalho.

Tabela 4: Estimação Tobit para casais homoafetivos

Casais sem filhos				
Variáveis	Gays		Lésbicas	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
L _{nw1}	-19.70*** (0.547)	-1.304** (0.514)	-26.39*** (0.639)	1.116* (0.626)
L _{nw2}	-5.603*** (0.538)	-26.78*** (0.555)	-2.118*** (0.646)	-26.80*** (0.687)
Renda não-trabalho	-3.28e-05 (5.28e-05)	0.000277*** (5.22e-05)	0.00145*** (0.000481)	0.00111** (0.000496)
Δ idade	-0.0410 (0.0479)	0.489*** (0.0453)	0.112** (0.0566)	-0.368*** (0.0588)
Δ renda não-trabalho	0.000182*** (5.46e-05)	-0.000202*** (5.38e-05)	0.00300*** (0.000558)	-0.000460 (0.000577)
Casais com filhos				
Variáveis	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
L _{nw1}	-19.69*** (2.561)	-1.414 (2.407)	-27.69*** (2.916)	-1.225 (2.630)
L _{nw2}	-5.954** (2.446)	-26.89*** (2.941)	-3.789 (2.859)	-27.56*** (3.071)
Renda não-trabalho	-3.00e-05 (9.44e-05)	0.000279*** (9.13e-05)	0.000596 (0.00139)	0.000498 (0.00119)
Δ idade	-0.0480 (0.203)	0.478** (0.195)	0.0688 (0.200)	-0.205 (0.204)
Δ renda não-trabalho	0.000180* (9.49e-05)	-0.000204** (9.18e-05)	0.00194 (0.00154)	-1.61e-05 (0.00127)

Os desvios-padrão se encontram entre parênteses.

Fonte: elaboração própria com base nos resultados das estimações. Desvios-padrão encontram-se entre parênteses.

Sobre as demais variáveis de controle, para os casais sem filhos, em geral, são significativas e possuem o sinal esperado para as mesmas. Por exemplo, pessoas que se declaram brancas é uma característica que predomina sobre as demais cores, deste modo é observado um efeito positivo sobre o total de horas para todos os grupos. A variável de idade e da idade ao quadrado demonstram um resultado que é bastante comum, valor positivo para a idade e negativo para o exponencial, demonstrando que acontece uma depreciação do capital humano com o passar do

tempo. Quanto aos níveis educacionais os efeitos são positivos sobre a oferta de trabalho, tendo seus maiores impactos entre as mulheres, destacando-se as mulheres chefes lésbicas com a maior magnitude nestas variáveis, seja para os casais com filhos ou casais sem filhos. A presença de filhos em idade pré-escolar (0 a 6 anos) reduz a oferta de trabalho das esposas enquanto eleva a oferta dos maridos em casais heteroafetivos. Filhos com idade de 7 a 17 anos, de modo geral, reduzem a oferta de trabalho de ambos os cônjuges dos dois grupos de casais heteroafetivos. Para os homoafetivos, esta variável somente tem significância estatística para chefes lésbicas, e produz um efeito negativo sobre a oferta de trabalho.

A presença de idosos nos domicílios de casais sem filhos reduz a oferta de trabalho dos casais, no entanto para casais com filhos o efeito perde significância estatística para quase todos os grupos, com exceção das mulheres dos grupos de casais de sexo oposto. As diferenças regionais são estatisticamente significativas e todas as demais regiões produzem efeito positivo sobre a oferta de trabalho, tendo como referência a região sudeste. Morar em regiões urbanas e principalmente metropolitanas provocam efeito positivo sobre a oferta de trabalho dos casais de sexo oposto, já para os casais de mesmo sexo apenas é significativo o efeito positivo sobre a oferta de cônjuges gays e chefes de domicílio lésbicas.

5.1.2 Casos em que é corrigido o viés de seleção amostral

A Tabela 5 reporta os resultados para as amostras de casais homoafetivos em que se corrige sobre a participação no mercado de trabalho. Nelas estão informadas as estimativas para as amostras de casais com filhos e casais sem filhos.

Os resultados tanto para as estimações em heckit, quanto para as estimações em double-hurdle, apresentaram poucos parâmetros com significância estatística. Sobre o primeiro método de correção do viés de seleção, é possível perceber que chefes lésbicas têm maior poder de barganha quando são de um casal com filhos, visto que o parâmetro para o diferencial de idade tem maior magnitude neste caso frente ao valor do parâmetro para chefes do grupo sem filhos. Os resultados para os casais heteroafetivos mostraram que, para os casais sem filhos, em um casamento civil a mulher relativamente mais jovem que o marido possui maior poder de barganha. No entanto, para os casais com filhos, o poder de barganha passa a ser prevalente no marido relativamente mais velho que a esposa. O efeito do diferencial de idade

para os casais heteroafetivos em união civil sugere que as mulheres que são relativamente mais jovens têm maior poder de barganha frente aos seus maridos. O fator idade, ainda, é algo que reduz o poder de barganha dos maridos em união consensual quando os mesmos são mais velhos que suas esposas e não têm filhos.

No segundo método de estimação para correção do viés de seleção – double-hurdle – observa-se que cônjuges casais de lésbicas com filhos perdem poder de barganha comparativamente às lésbicas que são cônjuges e não possuem filhos, em relação ao diferencial de idade. Pode-se perceber, ainda, que cônjuges de casais gays com filhos ofertam mais horas de trabalho se são relativamente mais novos que o chefe da família. Quanto aos casais heteroafetivos sem filhos, ser relativamente mais velho que a esposa reduz o poder de barganha dos maridos em uma união civil, enquanto o diferencial da renda do não-trabalho favorece o poder de barganha das esposas do mesmo grupo. E ainda, nos casais heteroafetivos com filhos, o poder de barganha favorece a esposa que é relativamente mais jovem que o marido e está em uma união consensual.

Tabela 5: Estimação Heckit e Double-hurdle para casais homoafetivos

Casais sem filhos								
Variáveis	Heckit				Double-hurdle			
	Gays		Lésbicas		Gays		Lésbicas	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-27.67*** (3.420)	2.335 (5.685)	-32.45*** (3.223)	-1.776 (3.645)	-27.61*** (3.081)	2.356 (2.476)	-33.76*** (3.956)	-0.228 (2.914)
Lnw ₂	0.325 (3.968)	-28.66*** (3.250)	-4.700 (4.231)	-32.07*** (3.212)	-1.016 (2.390)	-31.26*** (3.470)	-3.753 (3.449)	-31.79*** (3.827)
Renda não-trabalho	-3.33e-06 (0.000638)	0.000197 (0.000724)	0.00170 (0.00300)	0.000457 (0.00229)	-9.10e-05 (0.000113)	0.000142 (0.000103)	0.00297 (0.00231)	0.00148 (0.00198)
Δ idade	0.0899 (0.348)	0.291 (0.302)	-0.427* (0.259)	-0.389 (0.274)	0.0995 (0.233)	0.403* (0.242)	-0.602* (0.307)	-0.839*** (0.280)
Δ renda não-trabalho	0.000167 (0.00128)	-0.000133 (0.000798)	0.00727 (0.00651)	0.00332 (0.00603)	0.000262** (0.000114)	-7.78e-05 (0.000102)	0.00678 (0.00454)	0.00205 (0.00343)
Casais com filhos								
Variáveis	Heckit				Double-hurdle			
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	1.354 (3.743)	-21.95*** (5.681)	5.430 (4.246)	-28.76*** (6.241)	-28.05*** (3.039)	2.096 (2.459)	-36.30*** (3.760)	-0.345 (2.524)
Lnw ₂	-17.67*** (4.552)	15.75*** (4.482)	-36.21*** (5.875)	19.96*** (4.584)	-0.852 (2.349)	-31.25*** (3.413)	-4.165 (3.208)	-35.60*** (3.446)
Renda não-trabalho	-4.08e-06 (0.000925)	-0.000266 (0.000908)	0.00585* (0.00304)	-0.000353 (0.00358)	-9.15e-05 (0.000113)	0.000146 (0.000102)	0.00419 (0.00258)	0.00340 (0.00236)
Δ idade	-0.594 (0.478)	1.045*** (0.337)	-1.019*** (0.321)	0.205 (0.378)	0.109 (0.231)	0.405* (0.240)	-0.429 (0.267)	-0.660*** (0.241)
Δ renda não-trabalho	6.74e-05 (0.00139)	0.000371 (0.00231)	-0.00557 (0.00453)	0.00242 (0.00461)	0.000265** (0.000113)	-8.14e-05 (0.000101)	0.000364 (0.00305)	-0.00234 (0.00251)

Os desvios-padrão se encontram entre parênteses.

Fonte: elaboração própria com base nos resultados das estimações. Desvios-padrão encontram-se entre parênteses.

Através das estimações com o método *heckit* é possível notar que a inversa de Mills é estatisticamente significativa tanto para os casais com filhos como os sem filhos. Esta informação se faz importante para controlar pelos fatores não mensurados na equação de participação.

Quanto aos resultados da estimação do método *double-hurdle*, não se percebeu efeito que seja representativo dentre os casais heteroafetivos e homoafetivos de casais com filhos. Já para os casais sem filhos, os efeitos dos fatores distributivos são, em geral, apenas significativos estatisticamente ou para o chefe ou para o cônjuge do casal.

De maneira geral, muitos dos efeitos estatisticamente significativos observados para os casais sem filhos se tornam não significativos quando considerados pelos casais com filhos, principalmente para a amostra de casais homoafetivos.

5.2 DISCUSSÃO DAS ESTIMAÇÕES

Nesta seção serão discutidos os resultados das estimações apresentados na seção anterior. Será realizada uma comparação com os resultados apresentados em trabalhos da literatura nacional e internacional, buscando evidenciar as similaridades e as diferenças com os trabalhos existentes.

A respeito dos resultados encontrados nas estimações, não foi possível a confirmação exata de que os pressupostos do modelo coletivo são cumpridos pela amostra analisada, visto que em muitos casos, os efeitos simétricos esperados pelos fatores distributivos não puderam ser observados, ou mesmo ocorreram por falta de significância estatística. Além disso, alguns resultados apresentaram ser significativos, no entanto tiveram sinal idêntico para chefes e cônjuges do mesmo grupo, tal resultado encontra-se em discordância com a teoria.

Em alguns grupos, como no caso de casais lésbicos sem filhos, em que chefe e cônjuge estão ofertando horas de trabalho, foi possível notar que a diferença de idade é um fator que reduz o poder de barganha do chefe e eleva o do cônjuge, isto é, o cônjuge relativamente mais jovem tem maior poder de barganha frente a chefe mais velha. O contrário acontece para os casais gays, cujo cônjuge relativamente mais jovem que o chefe tem de elevar suas horas de trabalho, na medida que a diferença de idade aumento para o casal. No caso dos casais heteroafetivos, é observado o efeito como nos casais de lésbicas, sendo assim, o homem quando é chefe e

relativamente mais velho que a esposa tem menor poder de barganha, para os casais em união civil. Resultados como estes últimos, sobre casais heteroafetivos, em que o chefe homem mais velho tem menor poder de barganha comparativamente a esposa reforçam algo que já encontrado na literatura nacional (MACIEL, 2008; FERNANDES E SCORZAFAVE, 2009).

As estimações apresentaram, também, resultados para casais heteroafetivos em união consensual com filhos, cujo o diferencial de idade é um fator distributivo que produz efeito positivo para o marido e negativo para a esposa, quando somente dos dois ofertam trabalho. Este resultado tem respaldo na literatura que afirma que mulheres em relações menos formais possuem maior poder de barganha comparativamente às mulheres em uniões formais. É possível notar na mesma estimação que a magnitude do poder de barganha é menor para esposas de relações heteroafetivas em união civil comparativamente aos de união consensual (RANGEL, 2006). Esta interpretação é possível, uma vez que o diferencial de idade, no caso dos casais heteroafetivos, é construído, como a diferença de idade do homem menos a da mulher.

Com a separação da amostra feita entre casais com filhos e casais sem filhos é possível fazer uma comparação de perda/ganho sobre a oferta de trabalho de acordo com essa característica quando comparadas magnitudes dos resultados das variáveis de poder de barganha para cada amostra. Logo, comparando os resultados dos fatores distributivos para amostras com filhos e sem filhos observa-se uma perda na magnitude desses indicadores obtidos para a amostra de casais com filhos. Isto sugere que a presença de filhos menores de idade no domicílio afeta as decisões sobre oferta de trabalho tanto do chefe quanto do cônjuge. Sendo que em alguns casos o poder de barganha se reduz somente para o cônjuge (esposa) e aumenta, ou se mantém constante, para chefes de domicílio, seja em casais heteroafetivos ou homoafetivos. Maciel (2008) sugere que a presença de filhos reduz a chance de um indivíduo – principalmente mulheres – a saírem de um casamento. Este raciocínio, no entanto, permite que não só o mercado de trabalho influencie o poder de barganha, mas também que o mercado de casamentos seja um determinante da distribuição da utilidade doméstica. Aparentemente os cônjuges preferem reduzir seu poder de barganha em detrimento a pagarem o preço de saírem de um relacionamento (MCELROY E HORNEY, 1981; BECKER, 1981; CHIAPPORI ET AL., 2002).

Com vistas aos resultados para os pares de conviventes, é possível identificar que nas estimações para casais sem filhos o efeito dos diferenciais de idade e renda do não-trabalho são significativos estatisticamente, o que sugeriria que em alguma medida ocorre uma barganha entre chefes e cônjuges deste grupo, no caso primeiro (chefe) e segundo (cônjuge) conviventes. Porém, quando obtidas as estimações para a amostra de casais considerando a não-participação esses efeitos praticamente desaparecem. Um comportamento parecido pode ser observado para o grupo de casais homoafetivos, tanto em significância dos parâmetros, quanto em proporção. A utilização do grupo composto por conviventes na análise é importante, pois a teoria prevê que os efeitos dos fatores distributivos não deveriam ser significativos para os mesmos, caso contrário, poderia sinalizar que dentro deste grupo estariam pessoas que se comportam como casais, mas que se identificaram como um chefe de domicílio e um convivente no momento da realização da pesquisa. Os casais homoafetivos utilizam destas estratégias na busca por evitarem sofrer discriminação. (OREFFICE, 2011).

Ainda que alguns resultados tenham demonstrado certa aderência com os pressupostos do modelo coletivo, ocorre em muitos a falta de poder explicativo e do não cumprimento do pressuposto de efeitos simétricos entre os fatores distributivos, estabelecido por Chiappori et al. (2002) em seu modelo. Devido a isso não se torna possível a recuperação da regra de compartilhamento da renda do não-trabalho dos casais através das derivadas parciais.

Uma primeira leitura da determinação do modelo utilizado permite afirmar a existência de endogeneidade das variáveis de mercado de trabalho que afetam a oferta de trabalho, bem como o efeito de simultaneidade entre a oferta de trabalho e os salários. No entanto, os resultados buscados por essa dissertação são algo que ainda não havia sido realizado para a amostra brasileira de casais homoafetivos, ou mesmo para amostra de casais de sexo oposto do Censo Demográfico. Além disso, procurou-se traçar resultados para um tipo padrão de amostra utilizados nos trabalhos internacionais, que são amostras de casais em que ambos ofertam trabalho, porém, inclui-se na investigação os casais em que somente um dos cônjuges ofertam trabalho. Desta forma, tentou-se superar os principais e primeiros obstáculos aparentes à análise coletiva para uma amostra de casais que estão inseridos no mercado de trabalho brasileiro.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nesta dissertação foi analisada a oferta de trabalho de casais brasileiros presentes em uma amostra do Censo Demográfico de 2010 sob uma perspectiva teórica dos modelos coletivos. A abordagem teórica e empírica dos modelos coletivos permite traçar resultados a respeito do processo decisório das alocações intrafamiliares. As equações de oferta de trabalho foram estimadas com base na teoria dos modelos de racionalidade coletiva, que engloba em sua construção as variáveis chamadas de fatores distributivos. Os métodos utilizados para a estimação das equações de oferta de trabalho se baseiam nas estimações *tobit*, *heckit* e *double-hurdle* conforme necessidade das amostras determinadas, sendo amostras de casais onde ambos cônjuges ofertavam trabalho ou somente um dos cônjuges ofertava trabalho, bem como casais com filhos ou sem filhos.

Para a realização dos objetivos desta dissertação foram introduzidos alguns aspectos inovadores com relação à estimação do modelo coletivo para oferta de trabalho de casais brasileiros. Primeiro, incorporou-se os casais homoafetivos na análise, algo que ainda não havia sido executado e prezou-se pela análise dos indivíduos, de modo geral, no nível de casal para que se gera-se resultados mais autênticos com relação às decisões econômicas do indivíduos homoafetivos identificados no Censo Demográfico; segundo, buscou-se verificar os resultados para casais heteroafetivos a partir da natureza da união, sob a perspectiva de que a natureza da união, isto é, casais em união estável ou em um casamento civil, produz resultados econômicos diferentes nas alocações intrafamiliares dos casais; terceiro, utiliza-se pares de indivíduos conviventes como grupo de comparação para os efeitos de não-casal; e por último analisou-se a escolha coletiva para a oferta de trabalho sob a possibilidade de apenas um dos cônjuges participar do mercado de trabalho.

A partir da análise dos resultados obtidos das estimações foi possível notar que a amostra que mais se adequa aos resultados esperados refere-se aos casais sem filhos em que ambos participam do mercado de trabalho – heteroafetivos ou homoafetivos –, conseqüentemente, por este tipo de casal se enquadrar exatamente nos pressupostos do modelo de racionalidade coletiva de Chiappori et al (2002). Com relação as demais amostras, os resultados perderam significância estatística na medida em que se considerava casais com filhos, ou quando se corrigia o viés de

seleção amostral para a não participação no mercado de trabalho. Assim, a estimação *tobit* produziu resultados mais satisfatórios que os demais métodos.

Quanto aos resultados dos efeitos obtidos para os fatores distributivos, esses não permitiram generalizar os resultados, da forma como proposta inicialmente pelo trabalho, para a construção da regra de compartilhamento, visto que em muitos casos os efeitos eram significativos apenas para um dos parceiros. Outros resultados deram como esperado pela literatura, contudo há os que se mostraram bastante incongruentes como, por exemplo, na estimação *double-hurdle* para casais de lésbicas sem filhos, em que o diferencial de idade reduz as horas de trabalho tanto da chefe quanto do cônjuge. Ainda assim, foi possível explorar os resultados tanto das estatísticas descritivas quanto os resultados das estimações e buscar estabelecer de que forma se deve agir para que, futuramente, seja elaborado um modelo com as ideias propostas e que corresponda aos pressupostos teóricos do modelo coletivo.

Para as variáveis de controle, de maneira geral, os resultados das estimações, considerando os três métodos utilizados, evidenciam que existem diferenças no nível de instrução, diferenças regionais e na composição familiar que são relevantes para determinar a oferta de trabalho dos casais. Todas as variáveis foram analisadas em relação a sua significância estatística, magnitude e sinal esperado.

Neste trabalho foi possível apresentar que a amostra de casais homoafetivos presente no Censo Demográfico de 2010 possui diversos aspectos demográficos e socioeconômicos em comum com as mesmas amostras encontradas em outros países. Principalmente no que diz respeito à natureza da união, número de filhos, localização geográfica e grau de escolaridade. Além disso, também permitiu evidenciar alguns aspectos dos rendimentos do trabalho e participação no mercado de trabalho para indivíduos homoafetivos que também são encontrados em trabalhos outros da literatura nacional, como o fato de que tais indivíduos possuem maior média para os rendimentos dos trabalhos, comparativamente aos indivíduos heteroafetivos.

Por fim, é importante destacar que os esforços para a realização deste trabalho são pioneiros com relação às análises da escolha coletiva de decisões econômicas de casais homoafetivos no Brasil. Deste modo, é concebível que existem espaços para se avançar tanto em relação à base teórica, quanto aos métodos que podem ser aplicados a esse tipo de análise. Contudo, alguns aspectos propostos aqui são inexoráveis, como por exemplo, de que a análise deve ser feita em nível de casais,

desde que a forma de identificação de indivíduos homoafetivos permaneça como atualmente no Censo Demográfico de 2010.

REFERÊNCIAS

- APPS, P. F.; REES, R. Taxation and the Household. **Journal of Public Economics**, v. 35, n. 3, p. 355-369, 1988.
- ALDERMAN, H.; CHIAPPORI, P-A.; HADDAD, L.; HODDINOTT, J.; KANBUR, H. Unitary versus collective models of the household: is it time to shift the burden of proof?. **The World Bank Research Observer**, v. 10, n. 1, p. 1-19, 1995.
- ALMEIDA, A. C., **A Cabeça do Brasileiro**, Record, Rio de Janeiro. 2007.
- AMBERT, A-M. **Changing families: Relationships in context**. Pearson Education Canada, 2014.
- AMEMIYA, T. Tobit models: A survey. **Journal of econometrics**, v. 24, n. 1-2, p. 3-61, 1984.
- ANTECOL, H.; STEINBERGER, M., The sexual orientation wage gap: The role of occupational sorting and human capital., **Industrial & Labor Relations Review**, 61(4), p. 518–526, 2008.
- ANTECOL, H.; STEINBERGER, M. D. Labor Supply Differences between Married Heterosexual Women and Partnered Lesbians: A Semi-Parametric Decomposition Approach. **Economic Inquiry**, 51, p. 783-805, 2013.
- BADGETT, M. V. L., The wage effects of sexual orientation discrimination., **Industrial & Labor Relations Review**, 48(4), p. 726–739, 1995a.
- BADGETT, M.V. L. Gender, sexuality, and sexual orientation: All in the feminist family? **Feminist Economics**, 1.1, p. 121-139, 1995b.
- 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.
- BARRETO, A. A mulher no ensino superior: Distribuição e representatividade. **Cadernos do GEA**, n. 6, 2014.
- BECKER, Gary 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. A., GATES, G., SANDERS, S. G.; TAYLOR, L. J., Demographics of the gay and lesbian population in the united states: Evidence from available systematic data sources., **Demography**, 37(2), p.139–154, 2000.
- BLACK, D. A.; MAKAR, H. R.; SANDERS, S. G.; TAYLOR, L. J. The earnings effects of sexual orientation. **ILR Review**, v. 56, n. 3, p. 449-469, 2003.

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.

BLANDFORD, J. M. The nexus of sexual orientation and gender in the determination of earnings. **ILR Review**, v. 56, n. 4, p. 622-642, 2003.

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.; MEGHIR, C. Bivariate alternatives to the Tobit model. **Journal of Econometrics**, v. 34, n. 1-2, p. 179-200, 1987.

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.

BONKE, J; BROWNING, M. The distribution of financial well-being and income within the household. **Review of Economics of the Household**, v. 7, n. 1, p. 31-42, 2009.

BOURGUIGNON, F.; BROWNING, M.; CHIAPPORI, P-A.; LECHENE, V. Intra household allocation of consumption: A model and some evidence from French data. **Annales d'Economie et de Statistique**, p. 137-156, 1993.

BRASIL. Conselho Nacional de Justiça. Resolução N°175, de 14 de maio de 2013. Disponível em: < http://www.cnj.jus.br/images/resol_gp_175_2013.pdf>. Acesso em: 10 de setembro de 2017.

BRASIL. Supremo Tribunal Federal. Resolução. Supremo reconhece união homoafetiva. 2011. Disponível em: < <http://www.stf.jus.br/portal/cms/verNoticiaDetalhe.asp?idConteudo=178931>>. Acesso em: 10 de setembro de 2017.

BROWNING, M.; BOURGUIGNON, F.; CHIAPPORI, P-A.; LECHENE, V. Income and outcomes: A structural model of intrahousehold allocation. **Journal of political Economy**, 102.6, p. 1067-1096, 1994.

BROWNING, M.; CHIAPPORI, P-A. Efficient intra-household allocations: A general characterization and empirical tests. **Econometrica**, p. 1241-1278, 1998.

BROWNING, M; CHIAPPORI, P-A; LECHENE, Valerie. Collective and unitary models: A clarification. **Review of Economics of the Household**, v. 4, n. 1, p. 5-14, 2006.

BROWNING, M.; CHIAPPORI, P-A; WEISS, Y. **Economics of the Family**, (Cambridge Surveys of Economic Literature). Cambridge: Cambridge University Press. 2014.

BÜTIKOFER, A.; GERFIN, M. The economies of scale of living together and how they are shared: estimates based on a collective household model. **Review of Economics of the Household**, 15.2, p. 433-453, 2017.

CARPENTER, C. S. Sexual orientation, work, and income in Canada. **Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie**, 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.

CARRINGTON, C. No place like home: relationships and Family life among lesbian and gay men. In: Christopher Carrington. 1.ed. **United states: The University of Chicago Press**, 2002.

CASTRO, J. A. DE; VAZ, F. M. Gastos das famílias com educação. In: F. G. Silveira; L. M. Servo; T. Menezes; S. F. Piola (Eds.); Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas. **Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea**, p.77–104, 2007.

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., et al. Marriage market, divorce legislation, and household labor supply. **Journal of Political Economy**, 110(1), p.37-72, 2002.

CHIAPPORI, P-A; EKELAND, Ivar. The microeconomics of group behavior: identification. manuscript, **University of Chicago**, 2002.

CRAGG, J. G. Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 829-844, 1971.

CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. Determinantes dos gastos com educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 40, n. 1, 2010.

DENISSEN, A. M. The right tools for the job: Constructing gender meanings and identities in the male-dominated building trades. **Human Relations**, 63(7), p. 1051-1069, 2010.

DRYDAKIS, N. Sexual orientation discrimination in the labour market. **Labour Economics**, 16.4, p. 364-372, 2009.

DONNI, O. Collective household labor supply: nonparticipation and income taxation. **Journal of Public Economics**, 87(5), p. 1179-1198, 2003.

DONNI, Olivier. Collective female labour supply: Theory and application. **The Economic Journal**, v. 117, n. 516, p. 94-119, 2007.

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.

DUFLO, E. Grandmothers and granddaughters: old-age pensions and intrahousehold allocation in South Africa. **The World Bank Economic Review**, v. 17, n. 1, p. 1-25, 2003.

ELSAS, S. Income sharing within households: evidence from data on financial satisfaction. **Social Sciences**, 5.3: 47, 2016.

FERNANDES, M. M.; SCORZAFAVE, L. G. Estimação da oferta de trabalho com modelos de racionalidade coletiva: uma aplicação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. v. 39 | n. 2 | ago. 2009.

FORTIN, B; LACROIX, G. A test of the unitary and collective models of household labour supply. **The economic journal**, v. 107, n. 443, p. 933-955, 1997.

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

GATES, G. J. **Demographics of married and unmarried same-sex couples: Analyses of the 2013 American Community Survey**. The Williams Institute. 2015.

GORMAN, W. M. Community preference fields. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 63-80, 1953.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica: Journal of the econometric society**, v. 47, n. 1, p. 153–161, 1979.

HODDINOTT, J. Rotten kids or manipulative parents: Are children old age security in Western Kenya?. **Economic development and cultural change**, v. 40, n. 3, p. 545-565, 1992.

IBGE, Censo Demográfico 2010. **Catálogo: Famílias e domicílios**. Resultados da Amostra, 2010.

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**, 16(7): 2017.

JEPSEN, L. K.; JEPSEN, C. A. An empirical analysis of the matching patterns of same-sex and opposite-sex couples. **Demography**, v. 39, n. 3, p. 435-54, 2002.

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

JEPSEN, C.; JEPSEN, L. K. Labor-Market Specialization within Same-Sex and Difference-Sex Couples. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 54.1, p.109-130, 2015.

KILLINGSWORTH, M. R.; HECKMAN, James J. Female labor supply: A survey. **Handbook of labor economics**, v. 1, p. 103-204, 1986.

KLAWITTER, M. The effects of sexual orientation and marital status on how couples hold their money. **Review of Economics of the Household**, v. 6, n. 4, p. 423-446, 2008.

KYEI, P.; MADDEN, J. Gender differences in the gay pay gap: Unmeasured gender-linked characteristics, household division of labor, or greater bias against gay men? In: **APPAM Annual Fall Research Conference**, Washington, DC. 2013.

LA NAUZE, A. Sexual orientation–based wage gaps in Australia: The potential role of discrimination and personality. **The Economic and Labour Relations Review**, v. 26, n. 1, p. 60-81, 2015.

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

LEONE, E. T.; BALTAR, P. Diferenças de rendimento do trabalho de homens e mulheres com educação superior nas metrópoles. **Revista Brasileira de Estudos de população**, 2006.

LONGO, L. A. F. B. **Uniãos 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.

LUNDBERG, S.; POLLAK, R. A. Bargaining and distribution in marriage. **The journal of economic perspectives**, 10(4), p.139-158, 1996.

LUCAS, R E; STARK, O. Motivations to remit: Evidence from Botswana. **Journal of political Economy**, v. 93, n. 5, p. 901-918, 1985.

MACIEL, M. C. **A Divisão do Trabalho Doméstico e a Oferta de Trabalho dos Casais no Brasil. 2008**. 94 fls. Tese – Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2008. Disponível em: < <https://repositorio.ufpe.br/handle/123456789/3719>>. Acesso em: 20 out. 2017.

MADALOZZO, R.; GOMES, C. F. The impact of civil status on women's wages in Brazil. **Estudos Econômicos** (São Paulo) 42.3, p. 457-487, 2012.

MARSIAJ, J. P. P. Gays ricos e bichas pobres: desenvolvimento, desigualdade socioeconômica e homossexualidade no Brasil. **Cadernos AEL**10.18/19: 2010.

HANSEN, M. E.; MARTELL, M. E. **Self-Identified Sexual Orientation and the Lesbian Earnings Differential**. American University, Department of Economics. 2014.

MCELROY, M B.; HORNEY, M J. Nash-bargained household decisions: Toward a generalization of the theory of demand. **International economic review**, p. 333-349, 1981.

MONTE, P. A. do; RAMALHO, Hilton Martins de Brito; PEREIRA, Márcia de Lima. O salário de reserva e a oferta de trabalho: evidências para o Brasil. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 4, p. 613-639, 2011.

MILLER, S. L.; FOREST, K. B.; JURIK, N. C. Diversity in blue: Lesbian and gay police officers in a masculine occupation. **Men and masculinities**, 5.4, p. 355-385, 2003.

OREFFICE, S. Sexual orientation and household decision making.: Same-sex couples' balance of power and labor supply choices. **Labour Economics**, 18.2, p.145-158, 2011.

PATTERSON, C. J. Family relationships of lesbians and gay men. **Journal of Marriage and Family**, 62.4, p. 1052-1069, 2002.

PEPLAU, L. A.; BEALS, K. P. The family lives of lesbians and gay men. **Handbook of family communication**, p. 233-248, 2004.

PHIPPS, S. A.; BURTON, P. S. What's mine is yours? The influence of male and female incomes on patterns of household expenditure. **Economica**, v. 65, n. 260, p. 599-613, 1998.

POLIKOFF, N. D. **Beyond straight and gay marriage: Valuing all families under the law**. Beacon Press, 2008.

RANGEL, M. A. Alimony rights and intrahousehold allocation of resources: evidence from Brazil. **The Economic Journal**, 116(513), p. 627-658, 2006.

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.

ROSEMBERG, F. Educação formal, mulher e gênero no Brasil contemporâneo. **Revista estudos feministas**, v. 9, n. 2, 2001.

SABIA, J. J. Sexual Orientation and Wages in Young Adulthood: New Evidence from Add Health. **ILR Review**, 67.1, p. 239-267, 2014.

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

SCHULTZ, T. P. Testing the neoclassical model of family labor supply and fertility. **Journal of Human Resources**, p. 599-634, 1990.

SULIANO, D.; IRFFI, G.; CORRÊA, M. V.; CALVANCANTE, A.; OLIVEIRA, J. Orientação Sexual e Diferencial de Salários no Mercado de Trabalho Brasileiro. **Economia Aplicada**, 20.3, p. 195-222, 2016.

TEBALDI, E.; ELMSLIE, B. Sexual orientation and labour supply. **Applied Economics** 38(5), p. 549-562, 2006.

THOMAS, D. Intra-household resource allocation: An inferential approach. **Journal of human resources**, p. 635-664, 1990.

TOBIN, J. Estimation of relationships for limited dependent variables. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 24-36, 1958.

UNECE. **Measurement of emerging forms of families and households**. United Nations Economic Commission for Europe (UNECE) Task Force on Families and Households. Jan.2012.

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

VERMEULEN, F. And the winner is... An empirical evaluation of unitary and collective labour supply models. **Empirical Economics**, v. 30, n. 3, p. 711-734, 2005.

VERMEULEN, F. A collective model for female labour supply with non-participation and taxation. **Journal of Population Economics**, 19.1, p. 99-118, 2006.

WAITE, S.; DENIER, N. Gay pay for straight work: Mechanisms generating disadvantage. **Gender & Society**, 29(4), p. 561-588, 2015.

APÊNDICE A

Tabela 6.1: Estimação Tobit para cônjuges sem filhos – ambos participam

Variáveis	Casal Heteroaferivo – União Civil		Casal Heteroaferivo – União Consensual	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-17.15*** (0.0438)	-4.441*** (0.0453)	-21.48*** (0.0602)	-6.115*** (0.0594)
Lnw ₂	-8.452*** (0.0432)	-22.96*** (0.0472)	-9.192*** (0.0602)	-25.49*** (0.0624)
Renda não-trabalho	0.000198*** (7.62e-06)	0.000244*** (8.11e-06)	0.000332*** (1.50e-05)	0.000359*** (1.52e-05)
Δ idade	0.0976*** (0.00588)	-0.0183*** (0.00622)	0.337*** (0.00490)	0.0463*** (0.00496)
Δ renda não-trabalho	-3.10e-05*** (1.01e-05)	-7.65e-05*** (1.07e-05)	3.10e-05* (1.82e-05)	-9.69e-05*** (1.84e-05)
Branco	6.042*** (0.0624)	6.815*** (0.0669)	5.093*** (0.0824)	5.431*** (0.0835)
Idade	1.053*** (0.0225)	1.191*** (0.0235)	1.484*** (0.0281)	1.563*** (0.0280)
Idade ²	-0.0117*** (0.000274)	-0.0151*** (0.000295)	-0.0193*** (0.000359)	-0.0199*** (0.000368)
Ensino fund.	7.384*** (0.0902)	7.551*** (0.0986)	8.074*** (0.110)	9.482*** (0.113)
Ensino médio	12.99*** (0.0797)	15.38*** (0.0863)	13.90*** (0.0999)	16.54*** (0.101)
Ensino superior	26.71*** (0.104)	30.58*** (0.109)	30.09*** (0.150)	34.26*** (0.153)
Idosos	-2.495*** (0.187)	1.520*** (0.199)	-1.416*** (0.306)	-0.673** (0.310)
Tam. Domicílio	0.218*** (0.0339)	-1.118*** (0.0360)	-1.421*** (0.0524)	-0.857*** (0.0529)
Urbano	6.916*** (0.107)	9.740*** (0.113)	10.21*** (0.152)	17.40*** (0.154)
Metropolitana	2.488*** (0.0594)	6.463*** (0.0630)	3.318*** (0.0795)	6.945*** (0.0804)
Sul	16.72*** (0.0997)	17.23*** (0.106)	18.46*** (0.124)	19.25*** (0.125)
Norte	7.942*** (0.168)	10.71*** (0.178)	7.500*** (0.171)	9.742*** (0.173)
Nordeste	15.60*** (0.0820)	15.53*** (0.0873)	18.13*** (0.104)	18.05*** (0.105)
Centro-oeste	15.34*** (0.124)	14.24*** (0.131)	17.92*** (0.151)	16.94*** (0.153)
Constante	154.5*** (0.448)	142.9*** (0.453)	153.4*** (0.551)	134.8*** (0.537)
Desvio-padrão	39.99*** (0.0197)	42.54*** (0.0210)	40.83*** (0.0263)	41.32*** (0.0266)
Nobs	200,334	200,334	111,128	111,128

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 6.2: Estimação Tobit para cônjuges sem filhos – ambos participam

Variáveis	Casal Homoafetivo – Gays		Casal Homoafetivo – Lésbicas	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-19.70*** (0.547)	-1.304** (0.514)	-26.39*** (0.639)	1.116* (0.626)
Lnw ₂	-5.603*** (0.538)	-26.78*** (0.555)	-2.118*** (0.646)	-26.80*** (0.687)
Renda não-trabalho	-3.28e-05 (5.28e-05)	0.000277*** (5.22e-05)	0.00145*** (0.000481)	0.00111** (0.000496)
Δ idade	-0.0410 (0.0479)	0.489*** (0.0453)	0.112** (0.0566)	-0.368*** (0.0588)
Δ renda não-trabalho	0.000182*** (5.46e-05)	-0.000202*** (5.38e-05)	0.00300*** (0.000558)	-0.000460 (0.000577)
Branco	3.486*** (0.770)	2.711*** (0.765)	5.936*** (0.825)	5.689*** (0.844)
Idade	-0.285 (0.307)	2.737*** (0.293)	2.592*** (0.345)	2.406*** (0.339)
Idade ²	0.00717* (0.00403)	-0.0271*** (0.00400)	-0.0339*** (0.00470)	-0.0286*** (0.00474)
Ensino fund.	3.307** (1.415)	3.321** (1.332)	16.12*** (1.373)	13.12*** (1.414)
Ensino médio	7.616*** (1.161)	8.187*** (1.124)	22.11*** (1.148)	20.01*** (1.186)
Ensino superior	23.56*** (1.296)	22.47*** (1.281)	40.03*** (1.432)	27.65*** (1.494)
Idosos	-15.89*** (2.865)	-10.96*** (2.825)	-25.69*** (4.027)	-20.62*** (4.191)
Tam. Domicílio	1.827*** (0.381)	1.382*** (0.374)	-1.412* (0.778)	-0.381 (0.805)
Urbano	10.26*** (2.050)	6.288*** (2.043)	-3.405 (3.513)	1.587 (3.641)
Metropolitana	3.371*** (0.850)	6.170*** (0.840)	5.335*** (0.878)	2.327*** (0.898)
Sul	18.88*** (1.308)	13.52*** (1.271)	23.85*** (1.350)	19.42*** (1.388)
Norte	9.233*** (1.878)	9.122*** (1.861)	12.07*** (2.022)	5.196** (2.089)
Nordeste	17.53*** (0.982)	21.09*** (0.964)	22.11*** (1.035)	23.27*** (1.065)
Centro-oeste	23.31*** (1.469)	20.59*** (1.444)	19.95*** (1.588)	18.63*** (1.643)
Constante	172.8*** (6.144)	119.2*** (5.697)	125.0*** (7.072)	117.0*** (6.954)
Desvio-padrão	40.21*** (0.236)	39.80*** (0.234)	40.51*** (0.262)	41.82*** (0.270)
Nobs	1,031	1,031	897	897

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 6.3: Estimação Tobit para cônjuges sem filhos – ambos participam

Variáveis	Conviventes - homens		Conviventes - mulheres	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-29.89*** (0.415)	-1.411*** (0.388)	-24.34*** (0.328)	-5.271*** (0.311)
Lnw ₂	-1.422*** (0.416)	-32.41*** (0.426)	-4.670*** (0.327)	-23.64*** (0.337)
Renda não-trabalho	0.000521*** (9.49e-05)	0.000275*** (9.28e-05)	0.000351*** (0.000104)	0.000427*** (0.000102)
Δ idade	-0.206*** (0.0354)	-0.126*** (0.0308)	-0.121*** (0.0220)	-0.0170 (0.0204)
Δ renda não-trabalho	-0.000132 (0.000109)	0.000108 (0.000107)	-8.76e-05 (0.000113)	-0.000365*** (0.000112)
Branco	8.131*** (0.543)	4.123*** (0.530)	2.501*** (0.380)	5.675*** (0.371)
Idade	2.857*** (0.195)	3.110*** (0.204)	2.706*** (0.129)	2.408*** (0.129)
Idade ²	-0.0340*** (0.00269)	-0.0392*** (0.00293)	-0.0324*** (0.00172)	-0.0306*** (0.00177)
Ensino fund.	12.29*** (1.099)	12.21*** (1.046)	5.176*** (0.558)	4.504*** (0.543)
Ensino médio	12.49*** (0.896)	16.83*** (0.883)	9.315*** (0.497)	8.021*** (0.481)
Ensino superior	29.92*** (0.996)	37.69*** (0.987)	26.12*** (0.632)	23.52*** (0.641)
Idosos	-	-	-	-
Tam. Domicílio	-	-	-	-
Urbano	15.60*** (2.014)	0.0381 (1.973)	5.768*** (0.652)	5.447*** (0.649)
Metropolitana	5.270*** (0.508)	6.698*** (0.497)	-0.159 (0.367)	0.779** (0.362)
Sul	6.988*** (0.805)	9.080*** (0.783)	11.78*** (0.652)	13.65*** (0.640)
Norte	4.306*** (1.230)	7.353*** (1.202)	9.132*** (0.834)	9.050*** (0.824)
Nordeste	11.49*** (0.679)	15.23*** (0.664)	12.63*** (0.551)	13.51*** (0.543)
Centro-oeste	-1.451 (0.987)	9.606*** (0.966)	12.85*** (0.701)	13.86*** (0.691)
Constante	115.8*** (3.980)	128.2*** (4.008)	145.7*** (2.389)	151.2*** (2.326)
Desvio-padrão	39.18*** (0.164)	38.34*** (0.160)	37.83*** (0.122)	37.29*** (0.120)
Nobs	2,218	2,218	4,538	4,538

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 7.1: Estimação Tobit para cônjuges com filhos – ambos participam

Variáveis	Casal Heteroafetivo – União Civil		Casal Heteroafetivo – União Consensual	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-17.08*** (0.130)	-4.707*** (0.117)	-21.78*** (0.175)	-6.220*** (0.153)
Lnw ₂	-8.928*** (0.119)	-23.05*** (0.136)	-9.508*** (0.161)	-26.39*** (0.178)
Renda não-trabalho	0.000146*** (2.38e-05)	0.000169*** (3.56e-05)	0.000227*** (6.74e-05)	0.000295*** (7.10e-05)
Δ idade	-0.0264** (0.0134)	-0.0465*** (0.0136)	0.211*** (0.0122)	-0.0621*** (0.0117)
Δ renda não-trabalho	1.85e-05 (3.09e-05)	-5.49e-05 (4.42e-05)	9.84e-05 (9.26e-05)	2.34e-06 (7.55e-05)
Branco	5.902*** (0.136)	6.741*** (0.146)	5.120*** (0.177)	5.285*** (0.181)
Idade	2.003*** (0.0603)	1.679*** (0.0635)	1.960*** (0.0718)	1.676*** (0.0745)
Idade ²	-0.0215*** (0.000746)	-0.0194*** (0.000821)	-0.0226*** (0.000939)	-0.0192*** (0.00101)
Ensino fund.	6.095*** (0.186)	6.650*** (0.208)	7.192*** (0.225)	8.127*** (0.233)
Ensino médio	11.62*** (0.171)	14.29*** (0.184)	13.78*** (0.212)	16.18*** (0.216)
Ensino superior	25.60*** (0.272)	29.67*** (0.266)	29.42*** (0.413)	34.18*** (0.406)
Filhos 0 a 6	1.789*** (0.157)	-1.108*** (0.167)	1.223*** (0.202)	-2.274*** (0.206)
Filhos 7 a 17	-0.333** (0.164)	-1.827*** (0.176)	0.0425 (0.223)	-1.012*** (0.229)
Idosos	0.0129 (0.433)	3.053*** (0.451)	-0.963 (0.705)	1.623** (0.703)
Tam. Domicílio	-1.322*** (0.0763)	-1.709*** (0.0805)	-2.788*** (0.0955)	-1.969*** (0.0968)
Urbano	9.208*** (0.192)	10.91*** (0.210)	13.10*** (0.269)	19.41*** (0.285)
Metropolitana	2.411*** (0.123)	7.069*** (0.133)	3.669*** (0.162)	7.469*** (0.167)
Sul	17.96*** (0.211)	19.24*** (0.225)	21.41*** (0.264)	22.28*** (0.270)
Norte	7.616*** (0.387)	11.18*** (0.401)	7.948*** (0.372)	10.34*** (0.373)
Nordeste	16.45*** (0.190)	16.69*** (0.201)	20.37*** (0.237)	20.63*** (0.243)
Centro-oeste	16.61*** (0.291)	16.20*** (0.308)	21.32*** (0.338)	19.92*** (0.349)
Constante	136.7*** (1.163)	131.3*** (1.177)	140.8*** (1.341)	130.1*** (1.339)
Desvio-padrão	40.46*** (0.0563)	44.05*** (0.0514)	42.42*** (0.0699)	43.88*** (0.0661)
Nobs	625,250	625,250	377,665	377,665

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 7.2: Estimação Tobit para cônjuges com filhos – ambos participam

Variáveis	Casal Homoafetivo – Gays		Casal Homoafetivo – Lésbicas	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-19.69*** (2.561)	-1.414 (2.407)	-27.69*** (2.916)	-1.225 (2.630)
Lnw ₂	-5.954** (2.446)	-26.89*** (2.941)	-3.789 (2.859)	-27.56*** (3.071)
Renda não-trabalho	-3.00e-05 (9.44e-05)	0.000279*** (9.13e-05)	0.000596 (0.00139)	0.000498 (0.00119)
Δ idade	-0.0480 (0.203)	0.478** (0.195)	0.0688 (0.200)	-0.205 (0.204)
Δ renda não-trabalho	0.000180* (9.49e-05)	-0.000204** (9.18e-05)	0.00194 (0.00154)	-1.61e-05 (0.00127)
Branco	3.905 (3.205)	3.128 (3.050)	5.784** (2.946)	6.574** (2.975)
Idade	-0.320 (1.242)	2.583* (1.326)	2.202 (1.344)	1.899 (1.392)
Idade ²	0.00795 (0.0162)	-0.0253 (0.0185)	-0.0275 (0.0189)	-0.0206 (0.0200)
Ensino fund.	3.533 (6.512)	3.209 (5.948)	11.58*** (4.337)	12.80*** (4.591)
Ensino médio	8.233 (5.056)	7.854 (5.207)	19.46*** (3.933)	18.80*** (3.864)
Ensino superior	23.96*** (6.168)	22.61*** (6.409)	40.21*** (5.358)	28.04*** (5.253)
Filhos 0 a 6	3.407 (9.528)	-7.774 (11.08)	-6.852 (5.199)	-4.407 (4.620)
Filhos 7 a 17	-5.405 (9.860)	-14.01 (10.09)	-8.323* (4.835)	-4.906 (4.733)
Idosos	-15.89 (11.67)	-11.16 (11.07)	-22.61 (18.84)	-16.90 (20.29)
Tam. Domicílio	1.936 (1.197)	1.818 (1.201)	0.723 (2.187)	0.372 (2.016)
Urbano	11.06 (7.186)	7.797 (7.220)	9.458 (9.619)	13.36 (9.965)
Metropolitana	3.531 (3.220)	6.475** (3.285)	6.523** (2.761)	1.195 (2.726)
Sul	18.05*** (5.432)	13.18** (5.549)	25.88*** (4.356)	18.55*** (4.664)
Norte	10.97 (7.348)	13.07 (9.865)	16.76** (7.030)	9.702 (8.195)
Nordeste	17.85*** (4.267)	21.74*** (4.786)	23.85*** (3.821)	24.55*** (3.978)
Centro-oeste	24.87*** (5.974)	21.14*** (6.119)	18.80*** (5.676)	19.04*** (6.344)
Constante	171.8*** (24.01)	119.4*** (23.94)	118.9*** (24.85)	116.9*** (24.77)
Desvio-padrão	40.22*** (1.087)	39.85*** (1.102)	40.97*** (1.052)	41.57*** (1.152)
Nobs	1,061	1,061	1,227	1,227

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 7.3: Estimação Tobit para cônjuges com filhos – ambos participam

Variáveis	Conviventes - homens		Conviventes - mulheres	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-29.89*** (2.317)	-1.411*** (0.388)	-24.34*** (1.622)	-5.271*** (1.474)
Lnw ₂	-1.422 (2.341)	-32.41*** (0.426)	-4.670*** (1.594)	-23.64*** (1.810)
Renda não-trabalho	0.000521 (0.000454)	0.000275*** (9.28e-05)	0.000351 (0.000280)	0.000427 (0.000281)
Δ idade	-0.206 (0.168)	-0.126*** (0.0308)	-0.121 (0.0801)	-0.0170 (0.0777)
Δ renda não-trabalho	-0.000132 (0.000495)	0.000108 (0.000107)	-8.76e-05 (0.000326)	-0.000365 (0.000307)
Branco	8.131*** (2.201)	4.123*** (0.530)	2.501* (1.441)	5.675*** (1.505)
Idade	2.857*** (0.851)	3.110*** (0.204)	2.706*** (0.517)	2.408*** (0.517)
Idade ²	-0.0340*** (0.0119)	-0.0392*** (0.00293)	-0.0324*** (0.00697)	-0.0306*** (0.00710)
Ensino fund.	12.29*** (4.239)	12.21*** (1.046)	5.176** (2.077)	4.504** (1.990)
Ensino médio	12.49*** (3.650)	16.83*** (0.883)	9.315*** (1.970)	8.021*** (1.915)
Ensino superior	29.92*** (4.348)	37.69*** (0.987)	26.12*** (2.801)	23.52*** (3.055)
Filhos 0 a 6	-	-	-	-
Filhos 7 a 17	-	-	-	-
Idosos	-	-	-	-
Tam. Domicílio	-	-	-	-
Urbano	15.60* (9.043)	0.0381 (1.973)	5.768*** (2.120)	5.447*** (2.087)
Metropolitana	5.270*** (1.849)	6.698*** (0.497)	-0.159 (1.403)	0.779 (1.379)
Sul	6.988** (3.343)	9.080*** (0.783)	11.78*** (2.432)	13.65*** (2.415)
Norte	4.306 (4.642)	7.353*** (1.202)	9.132** (3.823)	9.050** (3.781)
Nordeste	11.49*** (2.981)	15.23*** (0.664)	12.63*** (2.242)	13.51*** (2.202)
Centro-oeste	-1.451 (4.528)	9.606*** (0.966)	12.85*** (2.890)	13.86*** (2.788)
Constante	115.8*** (17.83)	128.2*** (4.008)	145.7*** (9.340)	151.2*** (9.161)
Desvio-padrão	39.18*** (0.772)	38.34*** (0.160)	37.83*** (0.613)	37.29*** (0.636)
Nobs	2,218	2,218	4,538	4,538

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 8.1: Estimação Heckit para cônjuges sem filhos – heckman

Variáveis	Casal Heteroafetivo – União Civil		Casal Heteroafetivo – União Consensual	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-18.59*** (0.228)	3.333*** (0.327)	-23.89*** (0.272)	-5.575*** (0.660)
Lnw ₂	0.452 (0.405)	-20.17*** (0.221)	-3.903*** (0.628)	-23.94*** (0.294)
Renda não-trabalho	0.000127*** (4.43e-05)	0.000231*** (5.22e-05)	0.000426*** (0.000110)	0.000464*** (0.000138)
Δ idade	0.134*** (0.0219)	-0.0454* (0.0247)	0.452*** (0.0225)	0.0202 (0.0281)
Δ renda não-trabalho	-0.000114 (7.55e-05)	-0.000158** (6.35e-05)	0.000180 (0.000143)	-0.000100 (0.000161)
Branco	9.626*** (0.278)	12.88*** (0.327)	7.064*** (0.432)	6.590*** (0.400)
Idade	1.454*** (0.0928)	2.269*** (0.112)	1.855*** (0.121)	1.879*** (0.157)
Idade ²	-0.0139*** (0.00113)	-0.0192*** (0.00131)	-0.0226*** (0.00145)	-0.0237*** (0.00171)
Ensino fund.	9.030*** (0.336)	7.220*** (0.361)	9.710*** (0.455)	11.26*** (0.453)
Ensino médio	10.78*** (0.313)	12.75*** (0.350)	13.10*** (0.504)	15.91*** (0.374)
Ensino superior	22.32*** (0.504)	31.72*** (0.453)	24.65*** (0.884)	28.34*** (0.868)
Idosos	-1.344* (0.761)	2.733*** (0.867)	-2.324* (1.358)	-0.779 (1.474)
Tam. Domicílio	0.208 (0.134)	-1.054*** (0.135)	-1.225*** (0.205)	-0.741*** (0.221)
Urbano	-1.192 (0.789)	-2.433*** (0.676)	12.54*** (0.948)	25.45*** (1.024)
Metropolitana	-3.701*** (0.391)	1.075*** (0.320)	3.575*** (0.501)	8.179*** (0.315)
Sul	31.31*** (0.497)	43.94*** (0.792)	24.17*** (1.027)	21.87*** (1.449)
Norte	9.017*** (0.759)	15.72*** (0.701)	12.68*** (0.751)	13.18*** (0.919)
Nordeste	23.29*** (0.361)	27.64*** (0.421)	24.07*** (0.631)	21.28*** (0.721)
Centro-oeste	28.79*** (0.457)	31.12*** (0.668)	27.44*** (0.882)	22.19*** (0.987)
Inversa Mills	244.4*** (14.93)	292.5*** (10.27)	53.52*** (17.82)	5.331 (14.74)
Constante	120.0*** (2.352)	54.47*** (3.480)	132.5*** (4.492)	116.7*** (6.452)
Desvio-padrão	54.76*** (0.144)	55.45*** (0.126)	54.98*** (0.196)	54.31*** (0.186)
Nobs	247,388	241,680	138,536	133,476

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 8.2: Estimação Heckit para cônjuges sem filhos – heckman

Variáveis	Casal Homoafetivo - Gays		Casal Homoafetivo - Lésbicas	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-27.67*** (3.420)	2.335 (5.685)	-32.45*** (3.223)	-1.776 (3.645)
Lnw ₂	0.325 (3.968)	-28.66*** (3.250)	-4.700 (4.231)	-32.07*** (3.212)
Renda não-trabalho	-3.33e-06 (0.000638)	0.000197 (0.000724)	0.00170 (0.00300)	0.000457 (0.00229)
Δ idade	0.0899 (0.348)	0.291 (0.302)	-0.427* (0.259)	-0.389 (0.274)
Δ renda não-trabalho	0.000167 (0.00128)	-0.000133 (0.000798)	0.00727 (0.00651)	0.00332 (0.00603)
Branco	5.648 (3.963)	6.209* (3.505)	3.378 (3.632)	3.375 (3.392)
Idade	-1.451 (1.483)	4.114*** (1.346)	1.731 (1.519)	3.267* (1.696)
Idade ²	0.0249 (0.0201)	-0.0465** (0.0183)	-0.0166 (0.0196)	-0.0404* (0.0228)
Ensino fund.	4.790 (6.014)	13.04 (8.383)	7.715 (5.923)	7.046 (5.435)
Ensino médio	9.578 (6.046)	8.788 (6.084)	20.80*** (5.000)	19.12*** (4.522)
Ensino superior	25.37*** (6.101)	26.54*** (9.175)	38.07*** (7.376)	29.34*** (6.573)
Idosos	0.153 (17.73)	-13.46 (12.53)	-23.34* (13.64)	-17.68 (18.08)
Tam. Domicílio	0.470 (0.914)	0.999 (0.801)	-2.567 (3.446)	-0.817 (3.002)
Urbano	10.61 (9.043)	-1.151 (9.638)	15.77 (11.64)	13.57 (11.16)
Metropolitana	3.094 (3.426)	7.056* (3.868)	4.487 (4.487)	5.234 (4.363)
Sul	16.61** (7.115)	14.65 (10.92)	33.11*** (5.941)	24.38** (10.95)
Norte	12.46 (11.75)	-0.973 (9.176)	31.77** (14.06)	15.22 (9.842)
Nordeste	15.32*** (5.127)	16.13* (9.018)	34.30*** (6.190)	29.38*** (6.808)
Centro-oeste	34.08*** (7.022)	30.19** (12.45)	32.34*** (9.181)	28.66** (12.73)
Inversa Mills	0.217 (59.06)	43.25 (97.66)	-9.939 (47.26)	-4.610 (66.20)
Constante	202.7*** (30.83)	97.39** (40.09)	135.5*** (37.35)	108.0** (46.74)
Desvio-padrão	53.92*** (1.462)	51.20*** (1.759)	53.56*** (2.280)	53.42*** (2.373)
Nobs	1,193	1,166	1,061	1,031

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 8.3: Estimação Heckit para cônjuges sem filhos – heckman

Variáveis	Conviventes - Homens		Conviventes - Mulheres	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-32.21*** (2.212)	-3.500 (3.846)	-26.61*** (1.745)	-10.46*** (2.095)
Lnw ₂	-5.035 (3.195)	-34.15*** (2.557)	-11.88*** (2.373)	-26.04*** (1.517)
Renda não-trabalho	0.000340 (0.000663)	0.000956 (0.000952)	0.000275 (0.000509)	0.000616 (0.000530)
Δ idade	-0.307* (0.162)	-0.0911 (0.144)	-0.175* (0.0959)	0.0481 (0.0910)
Δ renda não-trabalho	5.64e-05 (0.000797)	-0.000633 (0.00149)	-5.12e-05 (0.000636)	-0.000541 (0.000600)
Branco	5.729** (2.531)	7.126*** (2.632)	3.932** (1.573)	5.585*** (1.352)
Idade	4.396*** (0.916)	2.085** (0.930)	3.054*** (0.507)	2.533*** (0.515)
Idade ²	-0.0540*** (0.0123)	-0.0234* (0.0137)	-0.0381*** (0.00686)	-0.0340*** (0.00715)
Ensino fund.	16.13*** (5.230)	5.446 (5.844)	7.272*** (1.923)	6.208*** (1.981)
Ensino médio	14.27*** (4.738)	9.794** (3.918)	13.74*** (2.168)	11.19*** (1.995)
Ensino superior	30.78*** (5.311)	29.01*** (4.986)	30.33*** (3.039)	27.98*** (3.060)
Idosos	-	-	-	-
Tam. Domicílio	-	-	-	-
Urbano	5.916 (9.217)	2.022 (7.349)	16.46*** (2.592)	13.47*** (2.937)
Metropolitana	9.585*** (2.546)	8.609*** (2.196)	4.398** (1.964)	0.718 (1.647)
Sul	5.192 (3.213)	5.008 (5.191)	6.852** (2.695)	8.969*** (2.598)
Norte	8.655 (5.567)	9.534* (5.057)	4.286 (3.660)	9.182*** (3.489)
Nordeste	10.83*** (3.133)	12.48*** (3.570)	8.876*** (2.684)	12.28*** (2.539)
Centro-oeste	-1.379 (4.354)	7.455 (4.725)	18.90*** (3.367)	19.43*** (2.873)
Inversa Mills	-35.45 (36.18)	-43.01 (48.24)	-150.7*** (33.47)	-91.14*** (28.09)
Constante	116.4*** (24.16)	163.3*** (22.44)	161.4*** (9.039)	168.3*** (10.17)
Desvio-padrão	46.92*** (1.227)	45.06*** (1.268)	49.36*** (1.083)	47.60*** (1.099)
Nobs	2,456	2,435	5,047	5,019

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 9.1: Estimação Heckit para cônjuges com filhos – heckman

Variáveis	Casal Heteroafetivo – Civil		Casal Heteroafetivo – Consensual	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-0.554*** (0.143)	-14.08*** (0.181)	5.497*** (0.253)	-26.52*** (0.317)
Lnw ₂	-10.31*** (0.199)	10.24*** (0.140)	-17.69*** (0.300)	19.18*** (0.241)
Renda não-trabalho	2.49e-05 (1.60e-05)	2.91e-05 (2.62e-05)	7.17e-05 (7.69e-05)	0.000165** (6.56e-05)
Δ idade	-0.0948*** (0.0153)	0.000388 (0.0156)	0.146*** (0.0150)	0.188*** (0.0189)
Δ renda não-trabalho	9.45e-06 (2.80e-05)	2.61e-05 (3.31e-05)	0.000111 (0.000108)	0.000102 (0.000110)
Branco	7.041*** (0.192)	8.234*** (0.207)	3.155*** (0.267)	0.128 (0.312)
Idade	2.591*** (0.0739)	2.779*** (0.0896)	1.955*** (0.0911)	0.939*** (0.117)
Idade ²	-0.0275*** (0.000862)	-0.0304*** (0.00108)	-0.0256*** (0.00113)	-0.0205*** (0.00137)
Ensino fund.	4.445*** (0.218)	2.765*** (0.251)	3.475*** (0.301)	4.139*** (0.283)
Ensino médio	5.085*** (0.203)	5.599*** (0.251)	3.842*** (0.332)	3.762*** (0.308)
Ensino superior	4.323*** (0.333)	3.071*** (0.378)	-3.187*** (0.614)	-12.58*** (0.703)
Filhos 0 a 6	1.649*** (0.158)	-4.338*** (0.217)	0.998*** (0.238)	0.248 (0.382)
Filhos 7 a 17	0.0447 (0.190)	-1.688*** (0.201)	1.345*** (0.273)	-1.807*** (0.337)
Idosos	3.267*** (0.532)	6.545*** (0.564)	-1.346 (0.823)	2.850*** (0.933)
Tam. Domicílio	-2.085*** (0.0805)	-2.041*** (0.0788)	-2.904*** (0.120)	-1.595*** (0.120)
Urbano	2.056*** (0.350)	0.184 (0.442)	12.84*** (0.707)	27.18*** (0.768)
Metropolitana	-2.850*** (0.233)	0.204 (0.196)	1.778*** (0.293)	3.122*** (0.262)
Sul	25.90*** (0.344)	29.19*** (0.437)	15.41*** (0.550)	2.676*** (0.743)
Norte	8.227*** (0.479)	11.49*** (0.458)	7.038*** (0.433)	3.909*** (0.527)
Nordeste	19.59*** (0.194)	17.95*** (0.257)	16.18*** (0.359)	8.471*** (0.371)
Centro-oeste	23.37*** (0.367)	20.01*** (0.424)	18.16*** (0.592)	6.365*** (0.605)
Inversa Mills	13.40* (7.454)	-0.689 (5.454)	-140.1*** (8.637)	-233.8*** (7.410)
Constante	106.1*** (1.830)	79.14*** (2.291)	135.7*** (2.520)	166.7*** (3.541)
Desvio-padrão	64.90*** (0.0903)	71.52*** (0.0810)	73.35*** (0.117)	80.35*** (0.126)
Nobs	814,439	814,439	527,703	527,703

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 9.2: Estimação Heckit para cônjuges com filhos – heckman

Variáveis	Casal Homoafetivos - Gays		Casal Homoafetivos - Lésbicas	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	1.354 (3.743)	-21.95*** (5.681)	5.430 (4.246)	-28.76*** (6.241)
Lnw ₂	-17.67*** (4.552)	15.75*** (4.482)	-36.21*** (5.875)	19.96*** (4.584)
Renda não-trabalho	-4.08e-06 (0.000925)	-0.000266 (0.000908)	0.00585* (0.00304)	-0.000353 (0.00358)
Δ idade	-0.594 (0.478)	1.045*** (0.337)	-1.019*** (0.321)	0.205 (0.378)
Δ renda não-trabalho	6.74e-05 (0.00139)	0.000371 (0.00231)	-0.00557 (0.00453)	0.00242 (0.00461)
Branco	1.703 (4.619)	2.698 (5.262)	5.409 (4.526)	3.232 (3.825)
Idade	-0.897 (1.920)	6.006*** (1.924)	1.686 (1.985)	3.180 (1.981)
Idade ²	0.0174 (0.0251)	-0.0770*** (0.0271)	-0.0268 (0.0258)	-0.0446* (0.0260)
Ensino fund.	7.002 (8.895)	5.176 (12.90)	6.528 (7.557)	-3.369 (7.984)
Ensino médio	12.07 (7.511)	2.752 (8.963)	3.526 (6.265)	3.737 (6.913)
Ensino superior	5.923 (6.868)	-5.019 (14.08)	-1.786 (7.525)	-4.223 (7.959)
Filhos 0 a 6	-14.21 (27.74)	17.04 (16.48)	4.260 (7.937)	-8.748 (7.907)
Filhos 7 a 17	omitida	-30.55 (21.09)	6.105 (7.496)	11.46 (9.860)
Idosos	3.749 (21.25)	-24.51 (19.50)	-27.86 (19.93)	-51.54** (22.03)
Tam. Domicílio	0.401 (1.472)	1.455 (1.417)	0.428 (3.672)	-1.728 (3.872)
Urbano	11.75 (11.00)	1.655 (11.73)	-3.981 (13.03)	29.51*** (10.63)
Metropolitana	-2.969 (5.074)	3.508 (5.102)	9.414** (4.526)	-6.427 (5.289)
Sul	9.162 (7.967)	6.666 (12.82)	24.47*** (6.920)	-1.083 (13.11)
Norte	10.28 (14.82)	-1.548 (13.58)	46.20*** (13.65)	4.929 (12.30)
Nordeste	14.28** (6.151)	8.470 (9.344)	29.65*** (6.399)	2.719 (8.368)
Centro-oeste	29.20*** (8.533)	18.71 (14.75)	20.94** (9.014)	-4.631 (15.59)
Inversa Mills	-212.5** (85.36)	-123.8 (122.1)	-282.2*** (71.13)	-164.7** (77.28)
Constante	187.7*** (38.52)	57.05 (48.87)	181.9*** (48.27)	114.7* (60.10)
Desvio-padrão	68.33*** (2.077)	70.10*** (1.867)	79.44*** (2.140)	83.12*** (2.366)
Nobs	1,257	1,282	1,604	1,604

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 9.3: Estimação Heckit para cônjuges com filhos – heckman

Variáveis	Conviventes - Homens		Conviventes - Mulheres	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	6.002*	-39.13***	0.632	-36.35***
	(3.349)	(6.509)	(2.720)	(3.472)
Lnw ₂	-39.16***	10.77***	-38.47***	4.315
	(4.876)	(3.827)	(4.137)	(2.751)
Renda não-trabalho	-0.000260	0.00136	0.000378	0.000311
	(0.000794)	(0.000829)	(0.000507)	(0.000629)
Δ idade	-0.524**	0.318*	-0.344***	0.443***
	(0.218)	(0.179)	(0.113)	(0.121)
Δ renda não-trabalho	0.000494	-0.00129	-0.000278	-0.000247
	(0.00112)	(0.00114)	(0.000562)	(0.000691)
Branco	-1.746	8.811***	3.281*	4.838***
	(3.554)	(3.152)	(1.790)	(1.660)
Idade	4.458***	1.843	2.399***	2.152***
	(1.170)	(1.261)	(0.668)	(0.549)
Idade ²	-0.0675***	-0.0288	-0.0326***	-0.0315***
	(0.0159)	(0.0187)	(0.00883)	(0.00744)
Ensino fund.	-0.362	-13.86	4.831**	4.697*
	(7.479)	(9.310)	(2.257)	(2.689)
Ensino médio	-0.560	-7.473	13.38***	10.36***
	(5.870)	(7.400)	(2.884)	(2.982)
Ensino superior	0.0689	-9.977	20.73***	12.84***
	(6.664)	(7.977)	(3.930)	(3.950)
Filhos 0 a 6	-	-	-	-
Filhos 7 a 17	-	-	-	-
Idosos	-	-	-	-
Tam. Domicílio	-	-	-	-
Urbano	18.72**	11.42	22.66***	18.04***
	(8.576)	(8.833)	(3.002)	(3.869)
Metropolitana	17.80***	5.864**	8.158***	1.344
	(3.315)	(2.963)	(2.372)	(1.948)
Sul	2.113	-16.68**	1.612	2.827
	(4.512)	(7.954)	(3.394)	(3.506)
Norte	4.502	8.171	-1.826	11.44**
	(6.981)	(6.490)	(4.379)	(4.512)
Nordeste	8.671**	-2.826	4.138	9.186***
	(4.250)	(5.122)	(3.378)	(3.459)
Centro-oeste	-13.78**	-8.480	12.35***	10.98***
	(6.322)	(7.151)	(3.902)	(3.837)
Inversa Mills	-338.1***	-388.7***	-460.4***	-343.7***
	(51.84)	(88.44)	(55.19)	(45.04)
Constante	150.1***	218.4***	186.7***	184.5***
	(28.02)	(35.36)	(12.73)	(11.76)
Desvio-padrão	64.68***	65.45***	60.35***	60.29***
	(1.489)	(1.512)	(1.128)	(1.259)
Nobs	2,593	2,593	5,204	5,204

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 10.1: Estimação Double Hurdle para cônjuges sem filhos

Variáveis	Casal Heteroafetivo – União Civil		Casal Heteroafetivo – União Consensual	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-21.67*** (0.250)	-5.243*** (0.202)	-28.06*** (0.369)	-6.527*** (0.279)
Lnw ₂	-5.988*** (0.200)	-23.54*** (0.263)	-6.574*** (0.280)	-28.79*** (0.388)
Renda não-trabalho	0.000225*** (4.18e-05)	0.000277*** (3.90e-05)	0.000422*** (0.000102)	0.000411*** (0.000123)
Δ idade	0.108*** (0.0272)	0.00603 (0.0271)	0.450*** (0.0237)	0.0805*** (0.0232)
Δ renda não-trabalho	-3.03e-05 (5.64e-05)	-0.000113** (4.74e-05)	0.000102 (0.000114)	-0.000118 (0.000163)
Branco	7.394*** (0.285)	7.717*** (0.290)	6.423*** (0.381)	7.009*** (0.381)
Idade	1.284*** (0.0997)	1.363*** (0.100)	1.972*** (0.129)	2.023*** (0.130)
Idade ²	-0.0132*** (0.00123)	-0.0163*** (0.00129)	-0.0244*** (0.00168)	-0.0248*** (0.00174)
Ensino fund.	9.258*** (0.418)	9.642*** (0.442)	10.07*** (0.516)	11.65*** (0.529)
Ensino médio	13.31*** (0.378)	16.49*** (0.390)	14.59*** (0.466)	17.52*** (0.467)
Ensino superior	26.42*** (0.534)	30.75*** (0.518)	31.54*** (0.774)	35.58*** (0.751)
Idosos	-2.724*** (0.871)	2.668*** (0.899)	-1.495 (1.548)	0.445 (1.483)
Tam. Domicílio	0.212 (0.163)	-1.482*** (0.163)	-1.346*** (0.253)	-1.215*** (0.244)
Urbano	14.26*** (0.418)	19.28*** (0.441)	19.38*** (0.616)	30.34*** (0.658)
Metropolitana	2.098*** (0.264)	6.976*** (0.266)	4.587*** (0.349)	8.723*** (0.351)
Sul	20.53*** (0.441)	21.61*** (0.446)	19.32*** (0.550)	19.32*** (0.556)
Norte	11.07*** (0.829)	13.68*** (0.828)	9.960*** (0.831)	11.75*** (0.832)
Nordeste	18.83*** (0.389)	18.22*** (0.393)	20.02*** (0.500)	19.30*** (0.508)
Centro-oeste	20.83*** (0.591)	18.45*** (0.593)	21.19*** (0.714)	19.31*** (0.716)
Constante	146.9*** (1.928)	130.9*** (1.886)	142.9*** (2.473)	119.7*** (2.416)
Desvio-padrão	53.51*** (0.172)	53.70*** (0.158)	54.53*** (0.233)	53.38*** (0.231)
Nobs	254,375	254,375	145,623	145,623

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 10.2: Estimação Double Hurdle para cônjuges sem filhos

Variáveis	Casal Homoafetivos - Gays		Casal Homoafetivos - Lésbicas	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-27.61*** (3.081)	2.356 (2.476)	-33.76*** (3.956)	-0.228 (2.914)
Lnw ₂	-1.016 (2.390)	-31.26*** (3.470)	-3.753 (3.449)	-31.79*** (3.827)
Renda não-trabalho	-9.10e-05 (0.000113)	0.000142 (0.000103)	0.00297 (0.00231)	0.00148 (0.00198)
Δ idade	0.0995 (0.233)	0.403* (0.242)	-0.602* (0.307)	-0.839*** (0.280)
Δ renda não-trabalho	0.000262** (0.000114)	-7.78e-05 (0.000102)	0.00678 (0.00454)	0.00205 (0.00343)
Branco	8.003** (3.850)	3.609 (3.965)	5.225 (4.038)	4.740 (4.051)
Idade	-1.273 (1.504)	4.284*** (1.528)	3.097* (1.741)	3.155* (1.660)
Idade ²	0.0230 (0.0200)	-0.0505** (0.0213)	-0.0355 (0.0235)	-0.0372 (0.0233)
Ensino fund.	10.25 (7.882)	8.374 (7.899)	11.37* (6.604)	6.743 (6.744)
Ensino médio	7.993 (6.342)	4.501 (6.407)	24.79*** (6.415)	17.90*** (5.931)
Ensino superior	26.85*** (7.349)	22.69*** (7.749)	46.55*** (8.849)	28.15*** (7.738)
Idosos	-5.009 (14.49)	-5.064 (14.62)	-25.09 (18.88)	-23.96 (20.77)
Tam. Domicílio	-0.398 (1.389)	-0.0752 (1.314)	-7.312** (3.713)	-3.673 (3.202)
Urbano	14.19 (9.394)	4.012 (8.422)	14.19 (10.76)	13.26 (11.94)
Metropolitana	2.412 (3.953)	6.289 (3.993)	5.665 (3.930)	4.837 (3.812)
Sul	14.66** (6.505)	13.79** (6.516)	32.05*** (6.574)	21.26*** (6.148)
Norte	10.40 (9.942)	5.464 (10.66)	30.70** (14.09)	10.91 (11.59)
Nordeste	13.45*** (5.214)	18.27*** (5.549)	31.14*** (5.012)	27.83*** (5.411)
Centro-oeste	27.85*** (8.243)	24.46*** (7.409)	26.36*** (6.930)	22.39*** (7.875)
Constante	200.5*** (29.31)	109.0*** (27.99)	120.3*** (32.16)	113.8*** (30.15)
Desvio-padrão	52.30*** (1.995)	51.71*** (2.215)	54.52*** (2.499)	53.36*** (2.226)
Nobs	1,246	1,246	1,137	1,137

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 10.3: Estimação Double Hurdle para cônjuges sem filhos

Variáveis	Conviventes - Homens		Conviventes - Mulheres	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-35.16*** (2.826)	-1.432 (2.005)	-28.17*** (2.264)	-3.874*** (1.499)
Lnw ₂	-2.167 (2.248)	-36.38*** (2.708)	-3.109 (1.912)	-28.51*** (2.106)
Renda não-trabalho	0.000418 (0.000466)	0.000466 (0.000554)	0.000308 (0.000341)	0.000462 (0.000347)
Δ idade	-0.176 (0.193)	-0.0103 (0.151)	-0.166 (0.104)	-0.107 (0.0997)
Δ renda não-trabalho	2.34e-07 (0.000508)	-7.13e-05 (0.000616)	-6.46e-05 (0.000381)	-0.000439 (0.000375)
Branco	6.113** (2.624)	5.109** (2.578)	3.741** (1.746)	5.788*** (1.806)
Idade	4.735*** (0.963)	2.830*** (1.091)	2.807*** (0.615)	3.026*** (0.607)
Idade ²	-0.0568*** (0.0136)	-0.0317* (0.0165)	-0.0336*** (0.00841)	-0.0401*** (0.00832)
Ensino fund.	13.95*** (5.309)	11.79** (5.481)	4.566* (2.503)	4.075 (2.487)
Ensino médio	12.15*** (4.493)	14.28*** (4.665)	7.321*** (2.510)	8.770*** (2.312)
Ensino superior	32.27*** (5.388)	37.88*** (5.559)	26.13*** (3.543)	28.02*** (3.509)
Idosos	-	-	-	-
Tam. Domicílio	-	-	-	-
Urbano	14.36 (10.02)	3.770 (8.590)	10.08*** (2.674)	7.600*** (2.676)
Metropolitana	8.728*** (2.188)	8.832*** (2.086)	0.172 (1.778)	0.264 (1.697)
Sul	6.081* (3.657)	7.283** (3.509)	7.493** (2.982)	10.000*** (2.826)
Norte	8.036 (6.307)	7.689 (5.703)	7.398* (4.409)	8.007* (4.256)
Nordeste	12.55*** (3.400)	15.05*** (3.275)	9.120*** (2.740)	12.53*** (2.642)
Centro-oeste	-2.247 (4.683)	7.470* (4.159)	15.75*** (3.689)	16.41*** (3.252)
Constante	96.09*** (19.37)	136.0*** (19.39)	151.8*** (10.89)	151.2*** (10.60)
Desvio-padrão	47.29*** (1.368)	45.74*** (1.490)	49.68*** (1.090)	47.62*** (1.102)
Nobs	2,593	2,593	5,204	5,204

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 11.1: Estimação Double Hurdle para cônjuges com filhos

Variáveis	Casal Heteroafetivo – União Civil		Casal Heteroafetivo – União Consensual	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-21.96*** (0.146)	-5.904*** (0.119)	-28.00*** (0.201)	-7.591*** (0.161)
Lnw ₂	-6.155*** (0.114)	-23.46*** (0.155)	-7.263*** (0.156)	-29.02*** (0.214)
Renda não-trabalho	0.000143*** (2.69e-05)	0.000176*** (3.71e-05)	0.000293*** (7.73e-05)	0.000382*** (9.52e-05)
Δ idade	-0.0424*** (0.0158)	-0.0261* (0.0158)	0.291*** (0.0145)	-0.0415*** (0.0140)
Δ renda não-trabalho	5.59e-05 (3.71e-05)	-6.58e-05 (4.63e-05)	0.000192** (9.72e-05)	-0.000117 (0.000111)
Branco	7.374*** (0.161)	7.823*** (0.168)	6.467*** (0.210)	6.748*** (0.216)
Idade	2.511*** (0.0704)	2.078*** (0.0732)	2.421*** (0.0852)	2.156*** (0.0885)
Idade ²	-0.0264*** (0.000874)	-0.0233*** (0.000949)	-0.0269*** (0.00112)	-0.0236*** (0.00120)
Ensino fund.	7.964*** (0.226)	8.321*** (0.242)	8.815*** (0.268)	9.736*** (0.278)
Ensino médio	12.10*** (0.204)	15.53*** (0.215)	14.89*** (0.253)	17.71*** (0.260)
Ensino superior	24.98*** (0.313)	29.78*** (0.306)	30.73*** (0.484)	35.62*** (0.484)
Filhos 0 a 6	2.161*** (0.184)	-1.022*** (0.190)	1.677*** (0.238)	-2.653*** (0.242)
Filhos 7 a 17	0.0739 (0.194)	-1.200*** (0.200)	0.816*** (0.263)	-0.575** (0.270)
Idosos	1.788*** (0.520)	5.137*** (0.529)	-0.223 (0.833)	2.809*** (0.845)
Tam. Domicílio	-1.739*** (0.0869)	-2.287*** (0.0898)	-3.438*** (0.108)	-2.487*** (0.111)
Urbano	17.13*** (0.228)	21.85*** (0.245)	23.90*** (0.309)	35.07*** (0.339)
Metropolitana	2.075*** (0.152)	7.842*** (0.157)	5.076*** (0.198)	9.743*** (0.206)
Sul	22.04*** (0.246)	24.06*** (0.257)	22.41*** (0.307)	23.76*** (0.319)
Norte	11.17*** (0.453)	15.08*** (0.468)	10.92*** (0.428)	13.91*** (0.443)
Nordeste	19.75*** (0.218)	19.65*** (0.228)	22.70*** (0.274)	22.88*** (0.286)
Centro-oeste	22.33*** (0.347)	20.70*** (0.355)	25.45*** (0.397)	23.58*** (0.416)
Constante	124.6*** (1.350)	113.9*** (1.345)	129.9*** (1.576)	110.5*** (1.579)
Desvio-padrão	54.25*** (0.0989)	55.25*** (0.0935)	56.90*** (0.127)	56.97*** (0.129)
Nobs	814,439	814,439	527,703	527,703

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 11.2: Estimação Double Hurdle para cônjuges com filhos

Variáveis	Casal Homoafetivos - Gays		Casal Homoafetivos - Lésbicas	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-28.05*** (3.039)	2.096 (2.459)	-36.30*** (3.760)	-0.345 (2.524)
Lnw ₂	-0.852 (2.349)	-31.25*** (3.413)	-4.165 (3.208)	-35.60*** (3.446)
Renda não-trabalho	-9.15e-05 (0.000113)	0.000146 (0.000102)	0.00419 (0.00258)	0.00340 (0.00236)
Δ idade	0.109 (0.231)	0.405* (0.240)	-0.429 (0.267)	-0.660*** (0.241)
Δ renda não-trabalho	0.000265** (0.000113)	-8.14e-05 (0.000101)	0.000364 (0.00305)	-0.00234 (0.00251)
Branco	8.574** (3.796)	4.152 (3.899)	7.925** (3.821)	6.359* (3.379)
Idade	-1.132 (1.490)	4.084*** (1.516)	2.963* (1.648)	2.030 (1.462)
Idade ²	0.0215 (0.0198)	-0.0480** (0.0212)	-0.0330 (0.0225)	-0.0209 (0.0205)
Ensino fund.	10.50 (7.700)	8.660 (7.702)	13.02** (5.762)	6.724 (5.394)
Ensino médio	9.188 (6.212)	4.146 (6.250)	22.16*** (5.231)	14.50*** (4.809)
Ensino superior	27.76*** (7.198)	22.77*** (7.574)	47.74*** (7.137)	27.60*** (6.531)
Filhos 0 a 6	-14.87 (14.42)	-5.311 (11.57)	-2.335 (6.549)	-0.337 (5.359)
Filhos 7 a 17	-0.313 (9.250)	-19.63* (10.93)	0.877 (5.892)	3.123 (5.482)
Idosos	-4.895 (14.60)	-5.231 (14.65)	-16.54 (16.86)	-20.65 (16.67)
Tam. Domicílio	-0.357 (1.367)	0.412 (1.337)	-2.362 (2.508)	-3.053 (2.193)
Urbano	16.15* (9.169)	5.793 (8.158)	29.45*** (9.574)	27.90*** (10.24)
Metropolitana	2.394 (3.882)	6.732* (3.929)	7.821** (3.580)	4.463 (3.259)
Sul	13.96** (6.433)	13.56** (6.450)	27.61*** (6.048)	19.85*** (5.470)
Norte	12.36 (9.560)	9.251 (10.30)	31.10*** (10.16)	17.00* (9.098)
Nordeste	13.55*** (5.122)	19.13*** (5.461)	28.95*** (4.891)	27.82*** (4.629)
Centro-oeste	29.51*** (8.146)	25.05*** (7.296)	20.91*** (6.867)	22.61*** (7.078)
Constante	194.8*** (29.05)	109.4*** (27.64)	101.3*** (30.23)	123.7*** (26.61)
Desvio-padrão	52.15*** (1.956)	51.57*** (2.173)	56.51*** (2.239)	54.10*** (1.909)
Nobs	1,282	1,282	1,604	1,604

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 11.3: Estimação Double Hurdle para cônjuges com filhos

Variáveis	Conviventes - Homens		Conviventes - Mulheres	
	Chefe	Cônjuge	Chefe	Cônjuge
Lnw ₁	-35.16*** (2.826)	-1.432 (2.005)	-28.17*** (2.264)	-3.874*** (1.499)
Lnw ₂	-2.167 (2.248)	-36.38*** (2.708)	-3.109 (1.912)	-28.51*** (2.106)
Renda não-trabalho	0.000418 (0.000466)	0.000466 (0.000554)	0.000308 (0.000341)	0.000462 (0.000347)
Δ idade	-0.176 (0.193)	-0.0103 (0.151)	-0.166 (0.104)	-0.107 (0.0997)
Δ renda não-trabalho	2.34e-07 (0.000508)	-7.13e-05 (0.000616)	-6.46e-05 (0.000381)	-0.000439 (0.000375)
Branco	6.113** (2.624)	5.109** (2.578)	3.741** (1.746)	5.788*** (1.806)
Idade	4.735*** (0.963)	2.830*** (1.091)	2.807*** (0.615)	3.026*** (0.607)
Idade ²	-0.0568*** (0.0136)	-0.0317* (0.0165)	-0.0336*** (0.00841)	-0.0401*** (0.00832)
Ensino fund.	13.95*** (5.309)	11.79** (5.481)	4.566* (2.503)	4.075 (2.487)
Ensino médio	12.15*** (4.493)	14.28*** (4.665)	7.321*** (2.510)	8.770*** (2.312)
Ensino superior	32.27*** (5.388)	37.88*** (5.559)	26.13*** (3.543)	28.02*** (3.509)
Filhos 0 a 6	-	-	-	-
Filhos 7 a 17	-	-	-	-
Idosos	-	-	-	-
Tam. Domicílio	-	-	-	-
Urbano	14.36 (10.02)	3.770 (8.590)	10.08*** (2.674)	7.600*** (2.676)
Metropolitana	8.728*** (2.188)	8.832*** (2.086)	0.172 (1.778)	0.264 (1.697)
Sul	6.081* (3.657)	7.283** (3.509)	7.493** (2.982)	10.000*** (2.826)
Norte	8.036 (6.307)	7.689 (5.703)	7.398* (4.409)	8.007* (4.256)
Nordeste	12.55*** (3.400)	15.05*** (3.275)	9.120*** (2.740)	12.53*** (2.642)
Centro-oeste	-2.247 (4.683)	7.470* (4.159)	15.75*** (3.689)	16.41*** (3.252)
Constante	96.09*** (19.37)	136.0*** (19.39)	151.8*** (10.89)	151.2*** (10.60)
Desvio-padrão	47.29*** (1.368)	45.74*** (1.490)	49.68*** (1.090)	47.62*** (1.102)
Nobs	2,593	2,593	5,204	5,204

Desvios-padrão encontram-se entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria do autor.

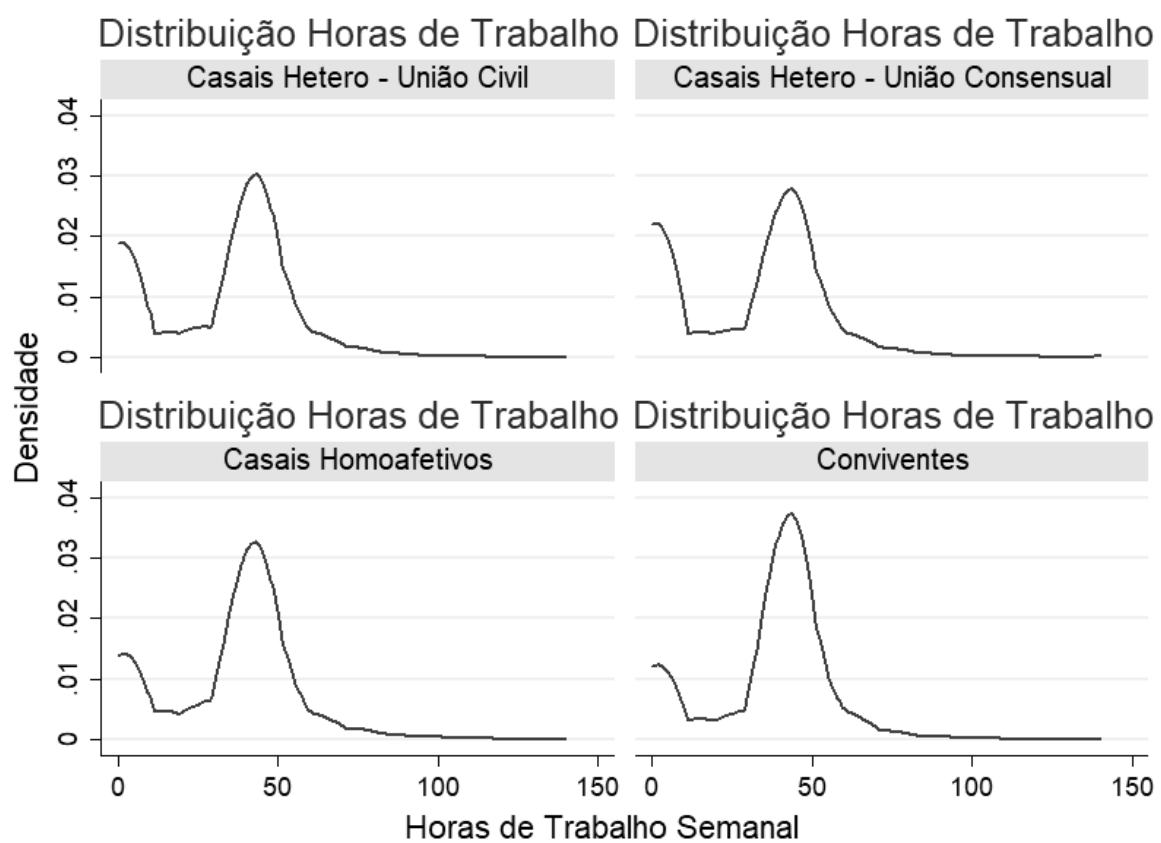


Figura 1: Gráficos da Distribuição de Horas – por grupo
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

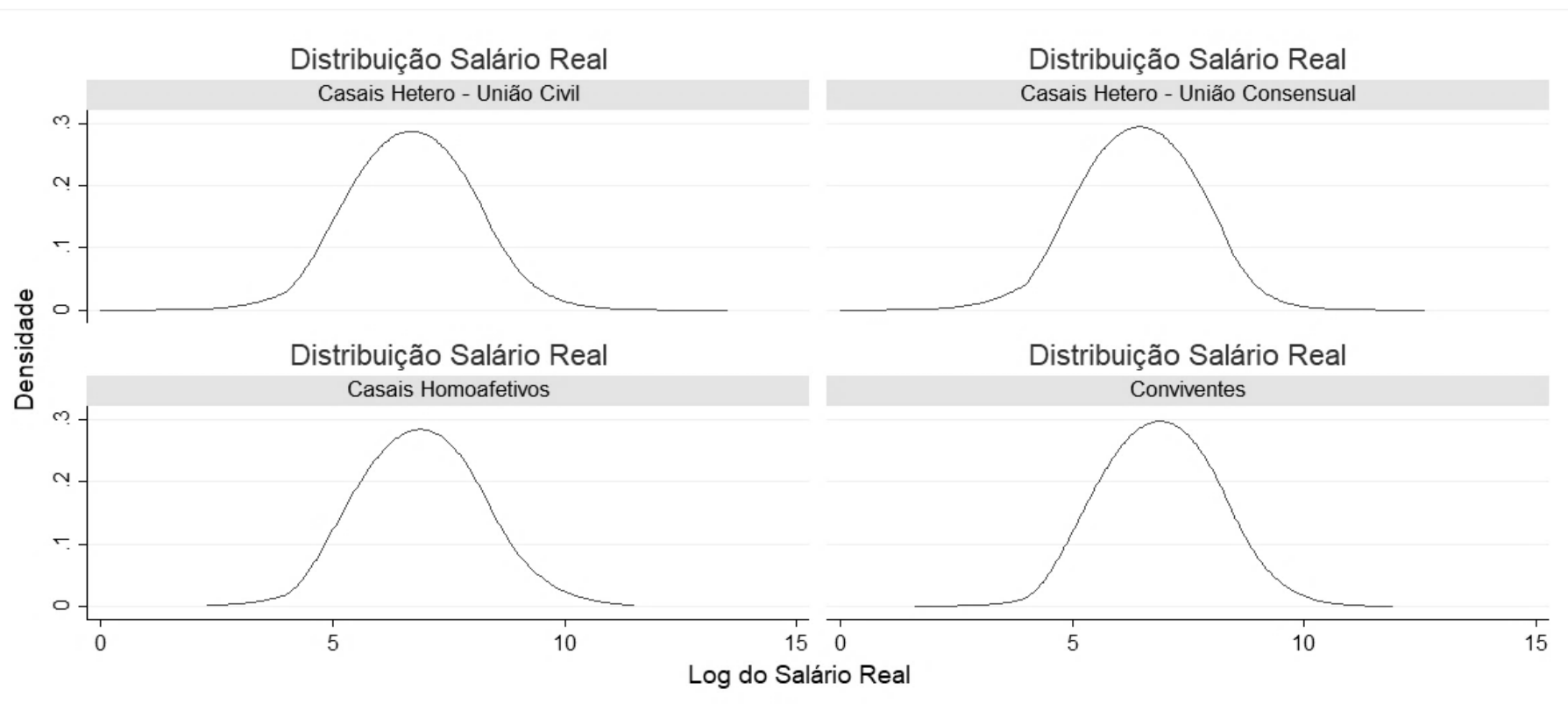


Figura 2: Gráficos da Distribuição do Logaritmo do Salário Real – por grupo
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.