UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**TEMPO DE *COMMUTING* E A HIPÓTESE DA RESPONSABILIDADE
DOMÉSTICA**

Deborah Maria da Silva Seabra

Orientador: Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni

Co-orientador: Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto

SÃO PAULO

2018

Prof. Dr. Vahan Agopyan
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Fabio Frezatti
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. José Carlos de Souza Santos
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Ariaster Baumgratz Chimeli
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

DEBORAH MARIA DA SILVA SEABRA

**TEMPO DE *COMMUTING* E A HIPÓTESE DA RESPONSABILIDADE
DOMÉSTICA**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Ciências.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni

Co-orientador: Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto

Versão Original

SÃO PAULO

2018

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada por Rafael Mielli Rodrigues – CRB-8/7286
Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Seabra, Deborah Maria da Silva

Tempo de commuting e a hipótese da responsabilidade doméstica /
Deborah Maria da Silva Seabra. – São Paulo, 2018.
119 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2018.
Orientador: Carlos Roberto Azzoni.

1. Economia urbana 2. Commuting 3. Hipótese da responsabilidade doméstica 4. Normas sociais 4. Busca por emprego I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade.
II. Título.

CDD – 301.36

AGRADECIMENTOS

Essa tese de doutorado é o fechamento de um ciclo pessoal e profissional que já dura mais de mais de uma década. Certa de que eu não teria chegado até aqui sozinha, registro meus mais sinceros agradecimentos a algumas das várias pessoas que fizeram parte dessa história.

A mainha e painho, que sempre batalharam muito para que eu tivesse uma boa educação e me deram total suporte durante essa longa e árdua jornada. Esse título é tão meu quanto de vocês. Ao meu irmão, Vinicius, que chegou em nossa família trazendo um novo sentido à vida e que me faz querer ser, todos os dias, a melhor parte de mim mesma.

A Juliana Pacheco, minha *belle de jour*, meu alívio, meu ponto de referência nessa cidade. Obrigada por ser sol na minha noite e pela parceria incondicional. Ao seu lado eu começaria tudo outra vez, meu amor.

Ao meu orientador, Carlos Azzoni, com quem compartilho as glórias, mas não as falhas, desse trabalho. Muito obrigada por ter apostado em mim, por me acalmar nos momentos de desespero, por me incentivar sempre a seguir adiante e por verdadeiramente entender que cada aluno tem um *modus operandi* particular. Obrigada ainda pela paciência infinita que foi necessária até que eu me decidisse por um tema de pesquisa, por ler meus textos enviados tão em cima da hora e pela certeza (que nem eu mesma tinha) de que no fim das contas tudo terminaria bem. Sua calma e sabedoria me ensinaram muito mais do que todas as disciplinas cursadas e me sinto muito honrada por ter sido sua orientanda.

A Tatiane Menezes, por ter me aberto tantas portas ao longo da minha vida acadêmica e sem a qual nada disso seria possível. A Raul Silveira, por ter despertado em mim a paixão pela economia urbana. A André Chagas, por me atender todas as vezes que apareci em sua sala sem marcar horário e por me fazer perceber que havia luz no fim do túnel.

A Danilo Iglioni, cujo entusiasmo e efervescência intelectual me encantam diariamente e me fazem ter certeza que escolhi a profissão certa. Obrigada pelas conversas e pelas oportunidades.

To Antonio Paéz, who welcomed me so well in Canada, and to Stine and Julie Hansen, who made my life less lonely during my stay there.

A Edivaldo, amigo desde os tempos de graduação, por me emprestar seus tão organizados resumos, pelas horas a fio ao telefone discutindo os resultados dessa pesquisa e pelas revisões no texto final. A Arthus, Caio, Diogo, Pedro e Vitória por serem, desde sempre, os melhores amigos que eu poderia ter. A Jailson, Mariana e Luiza, amigas que a distância só fortaleceu. A Matheus e Thiago, pela Schaumann do Amor. Aos colegas do NEREUS, pela companhia e estudos em grupo. Aos amigos do Datazap, por me aguentaram reclamando (muito) na reta final.

Aos Seabras, pelas loucuras todas.

A FIPE e a CAPES, pelo apoio financeiro.

*“We are not better than men,
we just don’t have our masculinity to prove.”*

(Gloria Steinem *apud* Jane Fonda)

RESUMO

Essa tese de doutorado tem como objetivo estudar o diferencial de gênero no tempo de *commuting* dos indivíduos e entender sua relação com a Hipótese da Responsabilidade Doméstica (HRH, em inglês). Em um primeiro momento busca-se identificar as diferenças no comportamento de viagens a trabalho de homens e mulheres e associá-las à HRH, ao passo que a segunda parte vai mais a fundo na questão da divisão de tarefas e analisa o papel das normas sociais como motor do diferencial de gênero no tempo de *commuting*. Lançando mão de informações provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2011 a 2015 para indivíduos casados, a primeira parte constrói uma métrica para o grau de responsabilização do cônjuge com os afazeres domésticos e investiga a sua importância na determinação do tempo de *commuting*. Os principais resultados indicam que gênero só se apresenta como característica relevante para explicar a duração do deslocamento ao trabalho nos cenários em que a parcela desempenhada de afazeres domésticos não é levada em consideração. Testes de robustez mostram que o efeito da HRH sobrevive mesmo quando incluídos nas regressões aspectos do mercado de trabalho que tradicionalmente são apontados como explicações para homens e mulheres apresentarem diferentes durações do *commuting*. Reconhecendo que a divisão de afazeres domésticos é influenciada pelos papéis de gênero que cada cônjuge assume dentro de um casamento, a segunda parte utiliza dados do Censo Brasileiro de 2010 para incluir na análise casais do mesmo sexo e entender como as normas sociais podem ser responsáveis pelas diferentes durações no trajeto casa-trabalho de homens e mulheres. Os resultados revelam que casais do mesmo sexo apresentam maior probabilidade de terem o mesmo tempo de *commuting* e que mulheres que se relacionam com outras mulheres conseguem ter maior mobilidade no espaço urbano, trazendo evidências de que o afrouxamento das normas sociais, materializado na não-designação tradicional de papéis sociais de gênero em um casamento, tem efeitos positivos sobre a igualdade do *commuting*. A pesquisa aqui desenvolvida expande a fronteira do conhecimento em várias frentes, a começar por trazer a discussão para fora do eixo dos países desenvolvidos. Mais importante ainda, discute o desenrolar da HRH no que diz respeito à capacidade de se locomover no espaço em busca de melhores oportunidades de emprego. Finalmente, a pesquisa ainda traz *insights* sobre a diferença entre gênero e papéis de gênero como condicionantes do comportamento de viagem dos indivíduos, permitindo que políticas públicas sejam desenhadas visando mitigar os efeitos adversos da HRH para as mulheres.

Palavras-chave: *Commuting*, Hipótese da Responsabilidade Doméstica, Normas sociais, Diferenciais de gênero.

ABSTRACT

This dissertation deals with the gender differential in the commuting time of individuals and aims to understand its relationship with the Household Responsibility Hypothesis (HRH). First, it seeks to identify the differences in the behavior of travel to work for men and women and to associate them with HRH. The second part explores the issue of the division of household chores and analyzes the role of social norms as the motor of the gender differential in commuting time. Using information from the National Household Sample Survey (PNAD) from 2011 to 2015 for married individuals, the first part constructs a metric for the degree of accountability of the spouse to household chores and investigates their importance in determining commuting time. The main results indicate that gender is a relevant characteristic only to explain travel time to work in the scenarios in which the portion of household chores performed is not taken into account. Moreover, robustness tests show that the HRH effect persists even when aspects of the labor market that are traditionally pointed out as explanations for men and women presenting different durations of commuting are included in the regressions. Acknowledging that household chores are influenced by the gender roles each spouse takes in a marriage, the second part uses data from the 2010 Brazilian Census to include same-sex couples in the analysis to understand how social norms can account for different commuting times for men and women. The results show that same-sex couples are more likely to have the same commuting time and that women who relate to other women are able to have greater mobility in the urban space, bringing evidence that the loosening of social norms, materialized by the non-designation of traditional gender roles in a marriage, has positive effects on commuting equality. The research developed here pushes the boundary of knowledge on several fronts, starting with exploring the issue out of the usual circuit of developed countries. More importantly, it discusses the development of HRH with regard to the ability to move around in space in search of better employment opportunities. Finally, the research brings insights into the difference between gender and gender roles as constraints on individuals' travel behavior, enabling the design of public policies to mitigate the adverse effects of HRH for women.

Keywords: Commuting, Household Responsibility Hypothesis, Social norms, Gender gap.

SUMÁRIO

1 – INTRODUÇÃO.....	1
2 – FUNDAMENTOS TEÓRICOS	6
2.1 – DIFERENCIAIS DE GÊNERO NO TEMPO DE <i>COMMUTING</i> E A HIPÓTESE DA RESPONSABILIDADE DOMÉSTICA.....	7
2.2 – NORMAS SOCIAIS E A ALOCAÇÃO INTRAFAMILIAR DE AFAZERES DOMÉSTICOS	12
2.3 – VALOR DO TEMPO E A RESTRIÇÃO ESPACIAL NA BUSCA POR EMPREGO	18
3 – METODOLOGIA	24
3.1 – MÉTODOS DE ESTIMAÇÃO.....	24
3.2 – DADOS.....	30
3.3 – ESTRATÉGIA EMPÍRICA	33
4 – RESULTADOS	37
4.1 – UMA ANÁLISE PRELIMINAR SOBRE O TEMPO DE <i>COMMUTING</i> E AS RESPONSABILIDADES NO DOMICÍLIO	38
4.2 – EXISTEM DIFERENÇAS DE GÊNERO NO TEMPO DE <i>COMMUTING</i> ?.....	43
4.3 – A HIPÓTESE DA RESPONSABILIDADE DOMÉSTICA	52
4.4 – O EFEITO DAS RESPONSABILIDADES DOMÉSTICAS SOBRE O TEMPO DE <i>COMMUTING</i> DE HOMENS E MULHERES	67
4.5 – NORMAIS SOCIAIS, DIVISÃO DE AFAZERES DOMÉSTICOS E TEMPO DE <i>COMMUTING</i>	72
4.6 – O PAPEL DAS NORMAIS SOCIAIS NO DIFERENCIAL DE GÊNERO DO TEMPO DE <i>COMMUTING</i>	78
5 – DISCUSSÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS	86
5.1 – <i>DUAL-EARNERS HOUSEHOLDS</i> E A NECESSIDADE DE CONCILIAÇÃO ENTRE A VIDA PESSOA E PROFISSIONAL	86
5.2 – REPENSANDO A CIDADE: ESPRAIAMENTO URBANO <i>VERSUS</i> CIDADES COMPACTAS	92
6 – CONCLUSÃO.....	97
REFERÊNCIAS	102
APÊNDICE.....	109
APÊNDICE A – Definição das variáveis	109
APÊNDICE B – Estatísticas descritivas	112
APÊNDICE C – Matriz de correlação	116
APÊNDICE D – Diferencial de gênero no tempo de <i>commuting</i> em casais do mesmo sexo.....	117

1 – INTRODUÇÃO

A capacidade de participar de atividades fora de casa, que para a maior parte das pessoas significa ter acesso a empregos, educação, lazer e outros afazeres cotidianos, está condicionada a sua habilidade de se transportar de um lugar a outro. Convencionalmente, viagens são vistas como atividades cujas demandas derivam da necessidade de participar de outras atividades (Kitamura et al., 1997). Assim, tem-se que o padrão de viagens de um indivíduo nada mais é que a realização dessa demanda, sujeita a quaisquer restrições e limitações encontradas por ele.

Não surpreendentemente, deslocamentos são tidos como altamente correlacionados com a distribuição das atividades no espaço, com o sistema de transporte e com as características socioeconômicas dos indivíduos. Diante disso, salta aos olhos o fato de que homens e mulheres apresentam, tradicionalmente, diferentes comportamentos de viagem na cidade, com as mulheres realizando mais viagens a não-trabalho, tais como ir a mercados, lavanderias e farmácias, sendo mais propensas a fazerem *trip-chaining*, isto é, viagens com breves paradas entre os pontos de âncora, e escolhendo modais de transporte mais flexíveis.

O aumento da participação feminina no mercado de trabalho no pós segunda guerra trouxe consigo a necessidade de analisar esse diferencial também em relação aos deslocamentos ao trabalho. Na economia urbana, o estudo do *commuting*¹ é fundamental para a compreensão da cidade, pois atua como elo chave na análise das interações espaciais entre emprego e moradia. De fato, os custos associados a essa atividade fazem com que as pessoas apenas estejam dispostas a enfrentar mais longas viagens se encontrarem uma compensação para tal, seja no mercado de trabalho, via aumento de salários, ou no mercado de residências, via redução do preço da terra.

Nesse contexto, constata-se que os homens gastam, em média, mais tempo no trajeto casa-trabalho do que as mulheres, mesmo quando se considera apenas o grupo de indivíduos casados – isto é, que estão sujeitos à mesma decisão locacional. Não obstante as mulheres venham consistentemente alcançando um maior nível educacional, o que lhes daria melhores oportunidades no mercado de trabalho, o esperado padrão de convergência no tempo despendido no trânsito de casa ao local do emprego não tem se concretizado, sendo possível

¹ *Commuting* se refere ao deslocamento realizado de casa para o trabalho. Por ser um termo bem estabelecido na literatura econômica, a autora optou por utilizá-lo ao longo do texto.

verificar que diferencial de gênero no tempo de *commuting* chegou até mesmo a se ampliar em algumas localidades (Crane e Takahashi, 2009).

Para além do custo pecuniário, *comutar* leva tempo, causa estresse e figura como a atividade diária que mais causa desutilidade ao indivíduo (Kahneman et al., 2004). Um questionamento natural que emerge nesse cenário é: se o deslocamento é tido como algo ruim, por que o menor tempo de *commuting* das mulheres pode coloca-las em posição de desvantagem perante os homens? Responder a essa pergunta passa por entender as razões por trás desse fenômeno, cujas explicações essencialmente giram em torno das idiossincrasias do mercado de trabalho e das decisões ocorridas no âmbito familiar (MacDonald, 1999).

No primeiro caso, a explicação para as mulheres se deslocarem menos do que os homens está relacionada tanto com o viés no tipo de atividade exercida por elas, que as condicionam a postos de trabalho mais bem distribuídos no espaço, quanto com o *gap* salarial entre os gêneros, que reduz os retornos de longos *commutings* para as mesmas. Em contraponto, outra corrente credita o reduzido *commuting* feminino ao processo de alocação de tarefas entre os cônjuges, que responsabiliza as mulheres pelo cuidado primário com a casa e os filhos, restringindo assim os seus horários e suas opções de distância no deslocamento. Essa linha de argumentação é conhecida na literatura como *Household Responsibility Hypothesis* (Johnston-Anumonwo, 1992).

A *Household Responsibility Hypothesis* (HRH) se apropria de conceitos emprestados da geografia do espaço-tempo como a indivisibilidade pessoal e a finitude temporal (Hägerstrand, 1970) e assume, ainda que implicitamente, que o tempo alocado para a realização de uma atividade necessariamente não está disponível para a realização de quaisquer outras. Assim, o tempo despendido na realização de afazeres domésticos se traduz na redução do tempo disponível para a realização das viagens ao trabalho. A HRH estabelece, portanto, uma relação causal bem definida entre *commuting* e tarefas domésticas: os reduzidos tempos de deslocamento para trabalho das mulheres nada mais são do que uma *resposta* das mesmas a um processo de alocação de tarefas no âmbito familiar, que as incubem da maior parte das responsabilidades domésticas.

Ora, uma vez que existem consideráveis impedimentos à livre relocação residencial para aqueles que estão inseridos em um núcleo familiar com mais de um trabalhador (Cervero e Wu, 1998), o tempo de *commuting* de cada indivíduo também pode ser visto, no equilíbrio,

como o resultado de um processo de escolha do local de trabalho. Dessa forma, decorre da HRH que os menores tempos de *commuting* advindos da divisão assimétrica de tarefas atuam, em certo grau, como fator limitante para a plena mobilidade dos indivíduos no espaço urbano, gerando assim uma incapacidade de se arbitrar livremente entre postos no mercado de trabalho que estejam em diferentes localidades. Assim, a questão-chave na investigação desse *mismatch* espacial na busca por emprego consiste na separação de quanto desse conflito pode ser atribuído a escolhas individuais e quanto é devido a restrições enfrentadas pelos agentes econômicos.

O arcabouço neoclássico argumenta que as divisões de responsabilidades domésticas entre os cônjuges são fruto de uma alocação ótima de tempo e recursos que visa a maximização da utilidade familiar. Becker (1965) afirma que os cônjuges partilham as tarefas segundo a concepção de vantagem comparativa, que resulta (em um relacionamento heterossexual) nos homens se especializando no trabalho pago e as mulheres no não-pago. Portanto, por essa perspectiva, a restrição espacial encontrada pelas mulheres na busca por emprego que advém da HRH seria ótima do ponto de vista econômico.

Contudo, uma breve reflexão sobre papéis de gênero revela que essa visão do processo de decisão intrafamiliar falha ao não levar em consideração diversos aspectos culturais que moldam a forma de agir dos indivíduos. De fato, as normas sociais apresentam um importante papel na decisão das atividades desempenhadas por cada gênero em relação à vida familiar e profissional, que acabam por se manifestar em uma substancial segregação ocupacional entre gêneros no nível domiciliar (Geist e Cohen, 2011). Trabalhos domésticos, tais como cozinhar, limpar e gerenciar a casa são geralmente percebidos como atividades não-masculinas (Treas e Tai, 2012) e mesmo quando os homens reconhecem sua importância em casa, as mulheres ainda são as maiores responsáveis pela criação dos filhos (Doucet, 2001).

Dessa forma, o casamento e a presença de crianças pequenas na casa, por reforçarem a percepção social de como homens e mulheres devem agir, intensificam o viés de gênero na divisão dos afazeres domésticos e, conseqüentemente, o campo espacial de busca por emprego, via redução o tempo disponível para realizar *commuting* das mulheres. Portanto, sob a égide de uma cultura patriarcal, as decisões tomadas pelas mulheres em relação à busca por emprego não representariam, necessariamente, suas escolhas de *first best*.

Um apanhado geral da literatura econômica sobre o tema mostra que há grande esforço em validar a HRH em múltiplas realidades, mas poucos dedicam atenção à *rationale* do mecanismo que a gera e, principalmente, das suas consequências. A compreensão dos canais que afetam as escolhas dos indivíduos no que diz respeito à mobilidade urbana tem papel fundamental no desenho de políticas públicas que minorem seus efeitos negativos.

Assim sendo, a presente tese de doutorado estuda a relevância da divisão de afazeres domésticos e das normas sociais como determinantes do tempo de *commuting* dos indivíduos e motor dos diferenciais de gênero no deslocamento ao trabalho. Em contraste com trabalhos previamente desenvolvidos, essa pesquisa se debruça em entender como se dá a alocação de trabalhos domésticos entre os cônjuges e discute suas repercussões no processo de busca por emprego. Dedicando total atenção às famílias com dois provedores, almeja-se (i) verificar a existência de diferencial de gênero no tempo de *commuting* no Brasil; (ii) compreender o papel da divisão de tarefas domésticas no diferencial de gênero do tempo de *commuting*; (iii) mensurar a heterogeneidade da relação entre responsabilidades domésticas e tempo de deslocamento ao trabalho e (iv) analisar a importância das normas sociais como determinante do tempo de *commuting* dos indivíduos.

Os avanços na literatura vêm por diversas frentes, a começar pelo uso de uma métrica objetiva do grau de responsabilidades domésticas que cada indivíduo assume do domicílio para explicar o tempo de *commuting*, conforme sugerido por Akerlof e Kranton (2000). A utilização de uma amostra de casais do mesmo sexo para analisar importância das normas sociais como motores da HRH traz um novo olhar à questão, apesar de todas as suas limitações. Ainda, ao trazer a discussão para a realidade brasileira, esse trabalho expande a fronteira do conhecimento para além do *roll* de países desenvolvidos, onde se concentra a vasta maioria dos estudos sobre o tema. Nesse sentido, o uso dos dados de uso do tempo existentes na PNAD e de casais gays do CENSO para análises sobre o tempo de *commuting* tal e qual propostos nessa tese é, até onde se sabe, inédito. Por fim, figura como importante contribuição o debate do papel do Estado como agente capaz de adotar estratégias que abrandem os efeitos adversos da HRH para a mobilidade individual e, por conseguinte, para as suas implicações no mercado de trabalho.

Espera-se que ao final dessa tese seja possível ter uma ideia mais clara da relação que *commuting* guarda com o gênero dos indivíduos e que se entenda melhor a importância dos papéis de gênero que cada cônjuge exerce dentro de um casamento no condicionamento das

mulheres à busca por empregos em uma área mais reduzida do espaço urbano. Não menos importante, anseia-se que a reflexão trazida pelo trabalho acerca do processo de alocação de tarefas e de tempo entre os membros da família ressalte a importância de se levar em conta aspectos culturais e normativos no desenvolvimento de futuros modelos econômicos.

Além desta introdução essa tese está dividida em mais cinco capítulos. No Capítulo 2 são expostos os fundamentos teóricos nos quais o trabalho se alicerça, sendo discutida a hipótese da responsabilidade doméstica, a relação entre normas sociais e divisão do trabalho doméstico e suas consequências para a capacidade dos indivíduos de se deslocarem para o trabalho. O Capítulo 3 apresenta os aspectos metodológicos do trabalho, as bases de dados utilizadas e a estratégia econométrica adotada. Por sua vez, o Capítulo 4 conta com seis seções que trazem os resultados das estimações dos diversos modelos utilizados, acompanhada da discussão de cada um deles. O quinto capítulo aborda o papel do poder público em minorar os efeitos adversos da HRH e por fim o último capítulo conclui a tese fazendo um apanhado geral dos principais resultados encontrados e dando diretrizes para futuras pesquisas.

2 – FUNDAMENTOS TEÓRICOS

Buscando fornecer o embasamento teórico necessário para que as perguntas propostas por essa pesquisa sejam respondidas, o primeiro capítulo se propõe a percorrer a literatura sobre questões relativas a tempo de deslocamento ao trabalho, diferenças de gênero e divisão de trabalhos domésticos. O intuito aqui é fazer um apanhado geral sobre os trabalhos já desenvolvidos, estabelecendo as devidas conexões entre os temas supracitados.

Sendo assim, a primeira seção introduzirá o tema percorrendo brevemente sobre a importância do tempo de *commuting* na formação espaço urbano e sua relação com o mercado de trabalho e de residências, seguida da discussão mais específica que aborda a relação entre gênero e tempo *commuting*. Objetivando analisar a fundo essa última questão, será introduzida a Hipótese da Responsabilidade Doméstica (HRH), juntamente com evidências empíricas que visam mostrar como a valoração do tempo difere entre os gêneros devido à assimetria nas responsabilidades com os afazeres domésticos.

Tendo compreendido como a distribuição de afazeres domésticos entre homens e mulheres se relaciona com o tempo de *commuting* dos mesmos, a segunda parte concentra esforços em discutir a relação causal – ainda que teórica – entre elas. Aqui, recorrer-se-á a fundamentos da sociologia e da psicologia a fim de criar argumentos sólidos que revelem como as normas sociais moldam a forma de pensar e agir dos indivíduos e afetam o processo decisório intrafamiliar na alocação de trabalho pago e não pago entre os gêneros.

Finalmente, a terceira e última parte desse capítulo objetiva expor as ideias que permeiam o modelo econômico utilizado para desenvolver a presente tese, buscando compreender como se dá a escolha espacial do local de trabalho dos indivíduos. Discute-se o modelo formulado por Beesley e Dalvi (1974), sua relação com a HRH e suas consequências sobre a capacidade de se mover livremente no espaço em busca de um emprego.

2.1 – DIFERENCIAIS DE GÊNERO NO TEMPO DE *COMMUTING* E A HIPÓTESE DA RESPONSABILIDADE DOMÉSTICA

Os deslocamentos ao trabalho, força motriz das cidades, são tidos como o resultado de um conjunto de escolhas racionais tomadas pelo indivíduos, sendo determinado pelo equilíbrio entre os mercados de residência e de trabalho. Na economia urbana, o tempo de *commuting* de um indivíduo é fruto das suas escolhas em relação ao local de moradia, que são feitas tomando como dada a localização do sítio de empregos. Aqui o *tradeoff* enfrentado pelos indivíduos diz respeito apenas ao tamanho da moradia e ao grau de acessibilidade ao emprego, com o nível de utilidade sendo constante em todos os pontos da cidade. Em contraste, para a economia do trabalho o *commuting* é visto como resposta à decisão de escolha do local de trabalho. Isso foi possível desde que foram introduzidas as versões espaciais dos modelos de procura de emprego (*job search models*), que analisam como os trabalhadores avaliam o espaço urbano à procura de postos de trabalho, levando em conta a localização de suas residências. Dessa forma, os deslocamentos ao trabalho passam a ser uma fonte de mobilidade, conferindo aos trabalhadores a capacidade de acessar mercados de trabalhos espalhados em toda a cidade (Cameron e Muellbauer, 1998).

Mover-se de um ponto a outro no espaço é custoso ao indivíduo. A hipótese de não-arbitragem espacial, que determina que o nível de utilidade dos indivíduos deve ser o mesmo em qualquer ponto do espaço urbano, implica que maiores tempos de *commuting* devem ser compensados de alguma forma. Sob a perspectiva da economia urbana, a função *bid-rent* estabelece que a compensação vem da relação negativa entre distância ao centro de negócios e preço da terra, enquanto no arcabouço da economia do trabalho o equilíbrio espacial é instaurado através da relação positiva entre *commuting* e salários. No fim das contas, é a resistência individual de incorrer em gastos com *commuting* que molda a paisagem urbana e justifica a existência das cidades. Seu estudo é, portanto, fundamental para compreender questões relativas à configuração urbana, ao mercado de trabalho e às decisões locacionais das famílias.

Nesse sentido, figuram na literatura como importante tópico de discussão as diferenças de gênero no tempo de deslocamento ao trabalho, que persistem com o passar das décadas, apesar das inúmeras transformações ocorridas no mercado de trabalho e nas cidades. O menor tempo de *commuting* das mulheres perante os homens encontra várias justificativas na literatura, a primeira delas recaindo sobre o diferencial de gênero nos salários. Enquanto os homens seriam capazes de aumentar sua prospecção de rendimentos ao procurarem empregos

distantes das vizinhanças residenciais, o mesmo não aconteceria com as mulheres, que possuem uma “janela salarial mais apertada” em qualquer ponto no espaço (Madden, 1981). Sendo assim, o comportamento racional das mulheres seria o de não fazer longas jornadas até o trabalho, uma vez que o esforço de dispendir mais tempo no trânsito não lhes traria nenhum benefício em termos financeiros. De fato, resultados da literatura dão suporte a esse comportamento, mostrando uma relação positiva para as mulheres entre tempo de *commuting* e ganhos salariais (Hanson e Pratt, 1995), ainda inferiores aos dos homens.

O segundo motivo para que homens e mulheres apresentem diferente duração no trajeto casa-trabalho é a segregação ocupacional da força de trabalho. Apesar da contínua convergência, as ocupações ainda carregam grande parcela de viés de gênero – em analogia aos empregos de colarinho branco, cunhou-se os termos *pink-collar* e *blue-collar jobs* para designar as profissões *female* e *male dominant*, respectivamente. De fato, homens costumam ser predominantes no setor primário e secundário, enquanto as mulheres estão majoritariamente no setor terciário. Assim, por terem ocupações mais especializadas, a procura por emprego dos homens ocorre em locais mais específicos da cidade, o que os leva a terem maior tempo de deslocamento. Por outro lado, os *pink-collar jobs* são relativamente mais bem distribuídos no espaço do que os empregos *gender-neutral* ou majoritariamente ocupados por homens, facilitando o *matching* espacial das mulheres com empregos próximos das suas residências. Nesse contexto, Fagnani (1983) mostra que as ocupações *blue-collar* estão associadas a maior tempo de deslocamento, independente do gênero do trabalhador, ao passo que Hanson e Pratt (1995) apresentam evidências de que mulheres nos setores de atividade tidos como “masculinos” possuem tempo de *commuting* tão longo quanto os homens, enquanto aquelas empregadas em áreas mais “femininas” apresentavam tempo de deslocamento até o trabalho inferior à média.

Ainda nessa linha, há também a visão de que a decisão locacional das firmas é endógena à das famílias, isto é, os mercados de trabalho urbanos são espacialmente heterogêneos devido às características dos trabalhadores que residem em cada sítio residencial. Dessa forma, sabendo que a capacidade de se envolver em atividades no espaço acaba por moldar as oportunidades de emprego, o processo de determinar os tipos de ocupação que serão desenvolvidas nos centros e subcentros de emprego guardaria alguma relação com os *skills* que os trabalhadores que moram nas redondezas possuem. Segundo MacDonald (1999), “as decisões locacionais das firmas refletem o entendimento dos empregadores de como as habilidades e a mobilidade se intersectam em prover acesso a uma força de trabalho desejada”.

O terceiro motivo e principal foco desse trabalho foi abordado por Madden (1981) em seu estudo sobre a duração das viagens a trabalho nos EUA. Levando em conta aspectos do mercado de trabalho e da economia urbana, a autora conclui que as mulheres tendem a trabalhar mais perto de casa não apenas por causa das suas taxas salariais mais baixas ou pelo tipo de ocupação que lhes cabem, mas também porque as suas responsabilidades em casa acabam por restringir a capacidade das mesmas em participar de viagens mais longas². Isso ocorre porque as mulheres contornam a pressão temporal advindas da dupla jornada de trabalho (fora de casa/em casa) reduzindo ao máximo seus deslocamentos.

Esse resultado ficou conhecido na literatura como *Household Responsibility Hypothesis*³ (HRH), que em síntese estabelece uma relação negativa entre o grau de responsabilização com as tarefas domésticas e o tempo de deslocamento ao trabalho (Johnston-Anumonwo, 1992). Dessa forma, os diferenciais de gênero no tempo de *commuting* entre os indivíduos casados encontrados na literatura seriam justificados pelo diferencial de gênero na divisão de afazeres domésticos entre os cônjuges, que confere às mulheres o duplo papel de provedora e de dona-de-casa, com efeitos sobre sua valoração marginal do tempo. Tradicionalmente, a valoração do tempo se dá via custo de oportunidade, que guarda íntima relação com as taxas salariais. Lucas e Rossi (2002), por exemplo, deixam claro em seu modelo os custos de *commuting* são dados pelo tempo perdido no mercado de trabalho. Para as mulheres, contudo, os custos de *commuting* não se restringem à redução do número de horas ofertadas no mercado de trabalho. A menor disponibilidade de tempo e maior rigidez nos seus horários, advindas do fato de serem as responsáveis primárias pelo cuidado com a casa e com os filhos, eleva sua valoração marginal do tempo para além do retorno marginal do trabalho.

Aqui vale ressaltar que mesmo quando os homens cumprem suas responsabilidades com a casa, os trabalhos domésticos desenvolvidos por eles são de natureza distinta daqueles realizados pelas mulheres. Enquanto elas desempenham a maior parte dos afazeres rotineiros e discricionários, tais como lavar, passar, cozinhar, limpar e cuidar dos filhos, aos homens cabe realizar as atividades que podem ser feitas com menor frequência, como jardinagem, reparos domésticos e manutenção de automóveis. Dessa forma, tem-se que a pressão temporal sofrida pelas mulheres com as responsabilidades domésticas é diferente das dos homens.

² Sob a perspectiva de *time-geography*, as mulheres seriam incapazes de cumprir suas âncoras de espaço-tempo obrigatórias.

³ Hipótese da responsabilidade doméstica, em tradução livre. A autora preferiu utilizar o termo original em inglês ao longo do texto.

Some-se a isso o esforço que elas despendem antes e depois da jornada de trabalho para realizar as atividades não remuneradas no seu domicílio e tem-se que o custo de oportunidade das mulheres em de trabalhar mais distante de casa, medido em termos de tempo e disposição, é bastante superior ao dos homens. Não obstante, as mulheres são significativamente mais propensas do que os homens a escolher seu local de emprego após a decisão de moradia e apresentam ainda maior probabilidade de mudar de emprego após uma mudança residencial (Hanson e Pratt, 1995; Rouwendal e Nijkamp, 2004; Mok, 2007). Assim, sob a perspectiva da HRH, as mulheres apresentam menor tempo de *commuting* quando comparadas com suas contrapartes masculinas porque, *coeteris paribus*, os seus custos de deslocamento para o trabalho são mais elevados.

Os custos de deslocamento estão, dessa forma, positivamente relacionados com o volume de responsabilidades domésticas. Por sua vez, os dados mostram que as mulheres experimentam, ao longo do ciclo de vida, aumento do tempo dedicado aos afazeres domésticos, sendo essa mudança particularmente acentuada na transição para a maternidade. Para os homens, contudo, a quantidade de trabalho doméstico desempenhado pouco depende da composição familiar, sendo relativamente estável com o passar dos anos. Nesse sentido, Baxter et al (2008) valem-se de dados em painel para a Austrália para e mostrar que o comportamento de homens e mulheres no que diz respeito ao tempo gasto com trabalho doméstico não-pago diverge após a paternidade, com os homens fazendo cada vez menos atividades e as mulheres cada vez mais.

Assim, uma das formas de validar a HRH é através do uso de status marital como *proxy* de responsabilização com os afazeres domésticos. A presença de filhos, embora claramente muito importante, não é fundamental para que as mulheres assumam o papel de “dona-de-casa”, sendo assim o próprio casamento uma fonte de disparidade na divisão das responsabilidades domésticas entre os gêneros e, conseqüentemente, de *commuting*. Sermons e Koppelman (2001) mostram que as diferenças na sensibilidade de homens e mulheres ao tempo de *commuting* na escolha residencial são parcialmente explicadas pela composição familiar. Rapino e Cooke (2011) estudam a comunidade branca e não-hispânica americana e encontram evidências de que as mulheres casadas apresentam os menores tempos de *commuting*, em parte porque são mais responsáveis por atividades associadas à manutenção da casa e criação das crianças. Silveira Neto et al, (2015) desenvolvem um estudo pioneiro para o Brasil sobre o tema, comparando a duração das viagens a trabalho entre os gêneros para diferentes arranjos familiares. Encontram que status marital é importante na

determinação do tempo de *commuting* apenas para mulheres, com as casadas apresentando 7% a mais de chance que suas contrapartes masculinas de gastarem menos que 30 minutos no deslocamento até o trabalho⁴. Fan (2017) traz evidências de que as diferenças contemporâneas no comportamento de viagens de homens e mulheres continuam sendo motivadas pela divisão desigual responsabilidades em casa. Focando em analisar as diferentes estruturas familiares, o autor mostra que as diferenças de gênero no tempo despendido nas viagens a trabalho só são estatisticamente significantes em casais com filhos. Já quando se trata de viagens relacionadas a tarefas domésticas, a duração dos deslocamentos é bastante sensível à presença de filhos em casa, mas não à presença de um cônjuge.

Uma outra forma de validar a HRH é mostrando que a presença de idosos na casa afeta positivamente o tempo de *commuting* das mulheres, o que aconteceria devido ao suporte que esses podem dar no cuidado com a casa e com as crianças. É o caso de pesquisas como a de Lee e McDonald (2003), que estudam como a presença de idosos e o número de filhos afetam a distância percorrida ao trabalho das mulheres casadas na Coreia do Sul, sociedade tradicional em que a participação da mulher no mercado de trabalho ainda é visto como secundária mediante sua responsabilidade como esposa e mãe. Os resultados mostram que as mulheres casadas apresentam tempo de *commuting* inferior ao dos homens casados e que filhos influenciam substancialmente no aumento desse diferencial. Mais ainda, ter os sogros morando na mesma casa tem efeito positivo sobre o tempo de deslocamento ao trabalho das mulheres, resultado atribuído à redução das responsabilidades. Nessa mesma linha, Silveira Neto et al, (2015) encontram resultados semelhantes, mostrando que a presença de filhos aumenta a probabilidade de as mulheres apresentarem baixos tempo de *commuting* e que a presença de um idoso na residência tem efeito apenas sobre o tempo de deslocamento das mulheres, possivelmente pelo alívio dos afazeres domésticos – especialmente do cuidado com as crianças. Compton and Pollak (2014) abordaram o tema sob uma perspectiva um pouco diferente, encontrando que mulheres casadas com filhos jovens que moram perto dos seus

⁴ Os autores encontram ainda que também existem diferenciais de gênero no tempo de *commuting* entre solteiros e divorciados, o que para eles sugere que fatores culturais e ambientais não estão sendo completamente capturados pela HRH. Acredita-se, contudo, que esse resultado não coloca à prova a HRH, apenas mostra a importância dos papéis de gênero como determinantes da oferta de trabalho pago e não pago (afazeres domésticos) de homens e mulheres. Como será visto na próxima seção, apesar dos papéis de gênero se tornarem mais proeminentes dentro da estrutura do casamento heterossexual, não dependem dele para existir. Isso significa que as mulheres heterossexuais, casadas ou não, se sentem de modo geral mais responsáveis que os homens pelos cuidados com a casa, sendo natural que elas dediquem mais tempo ao desempenho de afazeres domésticos em qualquer status marital. Dessa forma, a HRH segue sendo válida, isto é, as mulheres solteiras e divorciadas apresentam menores tempos de *commuting* porque fazem mais tarefas domésticas que suas contrapartes masculinas.

sogros apresentam maior tempo de *commuting* devido ao compartilhamento das atividades de cuidados com as crianças.

Uma terceira e última forma de validar a HRH dispensa o uso de *proxies* para responsabilização doméstica e inclui explicitamente nas análises métricas relacionadas com os afazeres domésticos. Um exemplo é o trabalho de Gimenez-Nadal e Molina (2016), que levam em consideração o tempo dedicado às atividades domésticas em suas estimações, mostrando que o mesmo impacta duas vezes mais o tempo de *commuting* das mulheres do que dos homens. Além disso, o tempo gasto no cuidado com os filhos afeta negativamente o tempo de deslocamento ao trabalho das mulheres, mas não exerce qualquer influência sobre o tempo de *commuting* dos homens. Como será visto mais adiante, parte do trabalho desenvolvido nessa tese se insere nesse braço da literatura, pois tem como objetivo entender o diferencial do tempo de *commuting* através da parcela de afazeres domésticos realizados por cada cônjuge.

Em suma, as mulheres parecem tomar as decisões em relação a *commuting* sob um conjunto de alternativas distintas das encontradas pelos homens, que incluem diferentes oportunidades de emprego, mais baixos salários e, principalmente, maiores responsabilidades domésticas (Hughes, 1996). A convergência de gênero no comportamento de viagens ainda encontra fortes barreiras em casa. O quanto disso é proveniente de escolhas feitas por elas mesmas ou por restrições sociais será abordado na próxima seção.

2.2 – NORMAS SOCIAIS E A ALOCAÇÃO INTRAFAMILIAR DE AFAZERES DOMÉSTICOS

Como visto, a desigualdade na divisão dos afazeres domésticos entre os cônjuges, que favorece os maridos em detrimento das esposas, figura como uma das possíveis justificativas para os reduzidos tempos de *commuting* das mulheres perante os homens. Destarte, visando uma compreensão mais profunda das causas e consequências da HRH, essa sessão se destina a estudar como se dão as decisões familiares em relação à alocação de tarefas domésticas e o papel desempenhado pelas normas culturais nesse processo.

A análise econômica do comportamento das famílias remonta aos modelos consensual, de Samuelson (1956), e altruísta, de Becker (1973; 1974), com os autores postulando, em linhas gerais, que a regra de negociação entre os membros de uma família para alocação de recursos

se dá através da agregação de decisões individuais em um único conjunto de preferências racionais e transitivas. Assim, a família é vista como uma coleção de indivíduos que têm um comportamento conjunto maximizador de bem-estar e por isso irá alocar o tempo e a renda de cada um dos seus membros de modo a maximizar a utilidade do todo.

Modelos que fazem uso desse arcabouço teórico ficaram conhecidos na literatura como “modelos unitários” e podem ser utilizados para explicar a divisão de tarefas por gênero no âmbito familiar (Kim, 2009). Desenvolvida a partir do trabalho de Becker (1981), a teoria do capital humano encontra nas diferenças naturais e biológicas entre os sexos a razão pela qual há especialização dentro de um casamento. Com homens e mulheres possuindo vantagens comparativas na realização de diferentes tipos de atividades, famílias eficientes teriam as esposas investindo nas tarefas domésticas e os maridos investindo no mercado de trabalho.

Reconhecendo que os afazeres domésticos e o cuidado com os filhos são “*effort-intensive*”, Becker segue argumentando que essa divisão de atividades faz com que, quando comparadas aos homens, as mulheres sejam menos capazes de se dedicar plenamente ao mercado de trabalho e por isso, quando o fazem, escolhem trabalhos que de alguma forma demandem menos esforços. Ademais, por carregarem majoritariamente a incumbência dos afazeres domésticos, as mulheres passam a ser menos propensas a investir no seu próprio capital humano. Em última instância, seriam as responsabilidades da “vida de casada” que recaem sobre as esposas que justificariam boa parte do diferencial de salários entre os gêneros (Becker, 1985). As diferentes taxas salariais entre homens e mulheres retroalimentariam as vantagens comparativas que cada um tem dentro da família e perpetuariam o viés de gênero na divisão de tarefas domésticas.

O conceito de família abordado nos modelos unitários recebeu severas críticas por não permitir um comportamento “egoísta” dos seus membros, o que acabou dando espaço para modelagens que levam em consideração o fato de que os indivíduos possuem preferências distintas e não agregáveis. A importância da desagregação das utilidades dos membros da família se dá, por exemplo, em termos de políticas públicas, uma vez que esse instrumento é capaz de alterar a estrutura de tomada de decisão intradomiciliar (Strauss e Thomas, 1995).

Assim, uma segunda forma de abordar o problema alocativo é através dos modelos que buscam abrir a caixa-preta da agregação das utilidades individuais e analisar o processo decisório intrafamiliar, tratando mais explicitamente do conflito de interesses entre os

cônjuges. Aqui as decisões familiares seriam resultado de um processo de negociação interna, em que cada um dos seus membros busca alocar eficientemente os recursos sobre os quais tem controle, não sendo possível garantir que o bem-estar familiar é sempre maximizado. Nesse grupo encontram-se os trabalhos que estudam as interações familiares através de modelos de barganha cooperativa (Manser e Brown, 1980; McElroy e Horney, 1981), modelos de barganha não-cooperativa (Lundberg e Pollak, 1994; Konrad e Lommerud, 1997) e modelos coletivos (Chiappori, 1988; 1992).

Em uma estrutura simples desses modelos, o principal termômetro de poder de barganha intradomiciliar seria a parcela da renda auferida por cada um dos cônjuges e, uma vez que a execução de afazeres domésticos é tida como geradora de desutilidade, o cônjuge que possuir menor participação na renda domiciliar será o maior responsável por tais atividades. Nesse caso, caberia à mulher a maior parte da responsabilidade com os afazeres domésticos tão somente porque ela tem um menor poder de barganha na casa.

Segundo as duas perspectivas teóricas apresentadas acima, a alocação de afazeres domésticos entre os cônjuges resulta das escolhas tomadas por eles mesmos e, por isso, a divisão enviesada de gênero observada na literatura seria economicamente eficiente. As evidências empíricas, contudo, falham em dar suporte à *rationale* desses modelos, revelando que em casais heterossexuais é o sexo do cônjuge, e não sua participação na renda agregada, que atua como principal determinante na alocação de tarefas domésticas (Solomon et al, 2005, Quadlin e Doan, 2016) e que o diferencial de gênero na quantidade de tempo dedicado à produção doméstica pode até mesmo aumentar em famílias cuja esposa contribui com mais da metade da renda (Bertrand et al., 2015). A divisão de tarefas domésticas entre os gêneros parece ser, então, difícil de se explicar a partir de uma abordagem de maximização de utilidade.

Para Kim (2009), o que está por trás desses resultados são aspectos culturais definidores das identidades de gênero. A literatura mostra que as normas sociais são responsáveis por criar expectativas sobre a forma de pensar e agir dos indivíduos, exercendo assim grande influência sobre poder de barganha, definindo os limites do que está sujeito a negociação entre os cônjuges, que afeta o modo como o trabalho pago e não pago é dividido entre esposas e maridos (Bielby e Bielby, 1992). Dessa forma, da HRH deve vir, necessariamente, com o entendimento do que são as normas sociais e de como elas afetam o comportamento do *homo economicus*.

Normas sociais são um conjunto de comportamentos ideais tomados como padrão, os quais indivíduos pertencentes a um determinado grupo social buscam seguir, que são sustentados⁵ ao passar do tempo por mecanismos internos e externos aos indivíduos (Burke e Young, 2009). A internalização de regras culturais, manifestada pelo desejo primordialmente inconsciente de agir em conformidade com a sociedade é, segundo a concepção freudiana, o *superego* de cada indivíduo (Freud, 1933). É ele que dá o senso de certo e errado e faz com que as pessoas abram mão de uma porção de liberdade individual pelo conforto social. Elster (1989) defende que as normas sociais são sustentadas tão somente porque os indivíduos que as violam experimentam um sentimento de culpa, vergonha e ansiedade. Young (2014) ressalta ainda a importância do desejo de se adequar quando se espera que todos os outros se adequem e de se sentir pertencente a um grupo, fazendo com que as escolhas individuais sejam realizadas tomando como base o comportamento médio desses grupo.

Desse modo, o processo de se definir em relação aos outros guarda uma relação íntima com as normas sociais, de modo que as expectativas dos indivíduos quando se inserem em um novo meio é de que sejam tratados pela sociedade de acordo com as crenças culturais de gênero dominantes (Ridgeway e Correll, 2004). Ainda que o indivíduo não compartilhe pessoalmente as crenças de gênero da comunidade da qual faz parte, é natural que as considere uma parte inconveniente da sociedade e termine por adaptar-se a elas, o que torna a escolha da sua própria identidade, em geral, bastante limitada. Como resultado, o comportamento do coletivo tende a ser mais homogêneo quando guiado pelas normas sociais do que quando é resultado de uma coleção de processos de maximização das utilidades individuais.

Ao conceito de normas permeia a definição de papel social. Todo papel pode ser tido como a difusão de um conjunto de expectativas comportamentais dirigidas aos atores que ocupam uma posição específica (Jensen et al, 2012). No caso da divisão de trabalho pago e não-pago, essas expectativas de gênero se manifestam de uma maneira bastante particular. Como posto por López Barajas (2016),

[...] a perspectiva tradicional da divisão sexual do trabalho distingue, de um lado, os trabalhos produtivos, realizados fora de casa, remunerados e socialmente visíveis, produtores de valor, voltados à esfera masculina. De outro lado, os trabalhos

⁵ Freud (1933) acredita que o superego da criança é construído pelo superego dos seus pais. Assim, é natural que a internalização dos conceitos de certo e errado e as expectativas comportamentais sigam uma tradição e que os julgamentos de valor resistam ao passar do tempo, sendo assim transmitidos de geração para geração.

destinados às mulheres são [...] vinculados à reprodução social, no âmbito doméstico, não remunerados e invisíveis como trabalho e como produtores de valor

A literatura traz evidências que corroboram essa afirmação. Por exemplo, Thébaud, (2010) afirma que o envolvimento dos homens com atividades domésticas segue sendo uma dimensão particularmente resiliente da masculinidade e, enquanto eles se recusam a deixar que o emprego das suas esposas atrapalhe seu crescimento profissional, as mulheres se mostram propensas a abandonar propostas de crescimento no seu emprego se isso significar que seu marido tenha que abandonar um bom trabalho (Bielby e Bielby, 1992). Por outro lado, o entendimento cultural do que é ser uma “boa mãe” envolve uma dedicação ao *childcare* bem maior do que o homem precisa ter para ser considerado um “bom pai”, e por isso as mulheres com filhos não costumam se encaixar no perfil de trabalhador ideal que os empregadores procuram. Como resultado, elas experimentam uma redução na percepção de competência por parte de seus empregadores, uma menor recomendação de salário inicial e uma menor tolerância para atrasos (Townsend, 2002; Correll et al., 2007).

Na contramão dos modelos unitários e de barganha, Akerlof e Kranton (2000) desenvolvem um modelo comportamental que incorpora aspectos identitários para explicar o porquê do sexo, e não renda, atuar como característica principal na determinação da divisão de tarefas domésticas entre os cônjuges. Nele, há um pressuposto de que quando os indivíduos internalizam um conjunto de prescrições e acreditam que suas ações devem estar em conformidade com a dos demais membros do seu grupo, suas ações não necessariamente correspondem às suas preferências, pois qualquer distúrbio no sistema de identificação individual é gerador de desconforto, que se traduz em perda de utilidade.

Assim, considere-se um padrão de normas que dita que os homens devem assumir o papel de ganha-pão da casa, isto é, devem se dedicar a trabalho remunerado e prover o sustento financeiro da família, enquanto às mulheres cabe a função de serem donas-de-casa, ou seja, cuidar dos afazeres domésticos e, quando da existência de filhos, do cuidado e da educação dos mesmos. A violação dessas regras sociais por parte de um dos cônjuges causará ansiedade e redução no nível de utilidade de ambos e por isso qualquer reversão (intencional ou não) de papéis de gênero em um casamento deve ser compensada de alguma forma, visando reestabelecer o nível de utilidade inicial. É o que acontece, por exemplo, quando as mulheres atuam como provedoras do lar, cuja diminuição de utilidade para ambos os cônjuges advinda

da perda de identidade do que é ser “esposa” e “marido” no casamento é contrabalanceada através do aumento feminino na participação nos trabalhos doméstico.

Claro fica, então, que a execução de trabalhos domésticos é uma das formas mais proeminentes de desempenhar papéis de gênero e, portanto, sua divisão entre os cônjuges foge à racionalidade econômica. Como bem resume Smart et al (2017), “[...] *when it comes to the division of household-serving labor, travel, and paid labor, it is clear that sex matters. But so too does the interplay of sexes within a household*”. Diante desse cenário, é interessante entender como essa divisão de tarefas se dá em casais formados por parceiros do mesmo sexo, uma vez que nesses casos o sexo de cada indivíduo não carrega necessariamente consigo o papel de gênero que ele deve assumir em um casamento.

A literatura mostra que, com as normas sociais exercendo menos influência sobre o comportamento marital dos cônjuges, casais do mesmo sexo conseguem alocar o trabalho doméstico de modo mais igualitário do que os heterossexuais. Kurdek (2007) encontra evidências de que cônjuges do mesmo sexo que possuem trabalhos de período integral realizam afazeres domésticos com a mesma frequência relativa, enquanto Smart et al (2017) mostra que os homens gays executam mais afazeres domésticos do que suas contrapartes heterossexuais e as lésbicas fazem, na média, menos atividades que as mulheres envolvidas em relacionamentos com o sexo oposto.

Se optam pela especialização na produção doméstica, os gays têm uma liberdade maior para definir a alocação de tarefas entre eles, que geralmente é feita levando em consideração a disponibilidade de tempo e as preferências individuais (Kelly e Hauck, 2015, Tornello et al, 2015). No fim das contas, casais do mesmo sexo são mais propensos a achar que a alocação ótima da divisão de tarefas é justa, pois o trabalho doméstico é visto com menor intensidade como uma fonte de dominação patriarcal, o que resulta em maiores níveis de felicidade para esses casais (Matos, 2015).

Essa seção buscou mostrar que a distribuição de responsabilidades domésticas entre homens e mulheres em um casamento não é passível de ser explicada pela modelagem neoclássica tradicional, uma vez que seu escopo não contempla o efeito das identidade de gênero na forma de agir dos indivíduos. Depreende-se disso que a divisão de gênero dos afazeres domésticos, por ser ditada por um fator externo ao indivíduo e guardar forte relação com seu sexo, precede quaisquer outras decisões econômicas tomadas pelos indivíduos. Ademais, tais

decisões não podem não ser eficientes, uma vez que a divisão de afazeres domésticos em si não é necessariamente ótima no sentido de Pareto.

Tomados em conjunto, os argumentos aqui expostos acrescentam importantes nuances à HRH. Há nela algum sentido causal, ou seja, as decisões das mulheres em relação ao *commuting* são um resposta ao grau de responsabilização que as mesmas têm com a casa (e não o oposto). O diferencial de gênero no tempo de *commuting* que emerge como consequência da má divisão de tarefas domésticas pode não ser eficiente, uma vez que a própria divisão de tarefas não é necessariamente ótima de Pareto. A próxima seção se dedicará a apresentar o modelo econômico de busca por emprego que fará a ponte teórica entre divisão de afazeres domésticos e tempo de *commuting*.

2.3 – VALOR DO TEMPO E A RESTRIÇÃO ESPACIAL NA BUSCA POR EMPREGO

Do ponto de vista econômico⁶, as escolhas individuais relativas a emprego e moradia dependem tanto das variações espaciais do preço das residências quanto das taxas de salário de cada trabalhador. Tais decisões, contudo, dificilmente são tomadas no mesmo instante de tempo, emergindo, portanto, dois possíveis cenários estáticos de estudo:

- a) As pessoas escolhem a localização das suas residências tomando como dado o local do seu trabalho;
- b) Tendo se estabelecido em uma residência, as pessoas devem procurar no espaço o melhor local para trabalhar.

Examinando o *timing* da decisão sob a perspectiva da urbe, Beesley e Dalvi (1974) afirmam que o primeiro caso é comum quando se tem cidades incipientes ou em processo de crescimento, que atraem imigrantes de áreas rurais – ou de outras áreas urbanas – em busca de um novo trabalho. Nesse caso, os novos habitantes escolheriam o local das suas residências condicional à localização do emprego, buscando sempre maximizar a sua utilidade. Por outro lado, moradores de grandes centros urbanos, que já contam com uma dinâmica própria de funcionamento, tomam as decisões em relação ao local de emprego a partir do seu sítio de moradia. Corroboram para esse fato questões relativas à identificação com a comunidade local

⁶ Nos estudos relativos a tempo de *commuting* e padrões de viagem em geral, os economistas urbanos costumam assumir que o mercado de trabalho está em equilíbrio. Por outro lado, quando se analisa o tema sob a perspectiva de economia do trabalho, é o mercado imobiliário que se encontra em equilíbrio (Roberts e Taylor, 2017).

e qualidade da vizinhança, que criam um sentimento de pertencimento e dificultam a mobilidade residencial intra-urbana (Mellander et al., 2010).

Essa segunda opção é especialmente válida nos locais onde o mercado imobiliário apresenta maior rigidez do que o mercado de trabalho, isto é, há maior facilidade de mudança no local do emprego do que de moradia. Esse cenário pode emergir por ao menos duas razões. Primeiro, os custos (pecuniários ou não) de relocação residencial podem ser muito altos, o que impede que as famílias ajustem seu local de moradia ao de emprego a todo instante. Segundo, a decisão locacional de uma família leva em consideração o bem-estar de todos os moradores do domicílio, tornando menos provável que a escolha da moradia esteja condicionada ao local de emprego de um único indivíduo, em particular quando a família conta com dois provedores (*dual-earners households*). Por fim, o mercado de trabalho local pode apresentar alta rotatividade, seja por causa de leis trabalhistas flexíveis ou por características do setor de atividade (serviços, por exemplo).

Como será visto nos capítulos subsequentes, o presente trabalho concentrará esforços em estudar o comportamento de viagens dos indivíduos casados residentes nas regiões metropolitanas brasileiras e cuja estrutura familiar é tal que tanto ele quanto seu cônjuge estão inseridos no mercado de trabalho. Desse modo, parece razoável adotar uma estrutura de modelagem cujo foco recai sobre o segundo cenário, isto é, o estudo da escolha do local de trabalho condicional ao de moradia.

Tomando como ponto de partida o modelo elaborado por Beesley e Dalvi (1974), a análise aqui desenvolvida considera que as variações no tempo de *commuting* dos indivíduos podem ser interpretadas como uma decisão econômica racional de escolher o melhor local para trabalhar, dada a localização de suas residências (Gera e Kuhn, 1980). O pressuposto básico do modelo é de que quanto mais longe um indivíduo for capaz de se locomover, mais postos de trabalho estarão ao seu alcance e assim maior a chance de ele encontrar empregos que proporcionem uma maior prospecção de utilidade líquida⁷.

Seja então uma cidade habitada por indivíduos racionais que buscam maximizar a sua renda líquida e onde a localização dos centros de emprego é exógena, isto é, não existe uma relação

⁷ Tida como a utilidade advinda da renda do trabalho menos a desutilidade – se houver – de realizar aquela atividade.

de interdependência entre a determinação da localização dos sítios de emprego e de moradia. Considere ainda que:

- (i) A oferta de transporte é uniforme no espaço e infinitamente elástica;
- (ii) A busca de emprego é feita visando maximizar o salário líquido (aquele descontado dos custos⁸ de moradia e de transporte);
- (iii) O custo da procura por emprego é nulo;
- (iv) Existe uma relação positiva entre salário e distância.

É possível que, a determinada distância, o custo de se deslocar para o trabalho seja tão alto que os indivíduos se vejam compelidos a mudar de residência. Por isso faz-se necessária uma hipótese adicional:

- (v) O custo⁹ de realocação residencial é conhecido e suficientemente alto, o que desencoraja a mudança.

Assim, seja $X_{tij} \geq 0$ o custo de deslocamento entre o sítio de moradia i e o local de trabalho j do indivíduo, que depende do tempo de deslocamento t e que $\frac{d^2 X(t)}{dt^2} > 0$. O indivíduo auferirá rendimentos $Y_i (Y_j)$ quando trabalha perto (longe) de sua residência, de modo que a desutilidade associada à separação entre o local de moradia e de trabalho é dada por $Z(t) = Y_j - Y_i \geq 0$, isto é, uma função crescente da distância entre i e j medido em unidades de tempo (t). A imposição de $\frac{d^2 Z(t)}{dt^2} < 0$ acarreta na existência de um limite superior nos rendimentos auferidos em razão da distância percorrida.

Os rendimentos líquidos dependem do custo de moradia R_i e são expressos por:

$$W = Y_i + Z_{tij} - R_i - X_{tij}.$$

Cuja maximização em relação a t implica que o tempo de *commuting* do indivíduo será dado pelo ponto em que o ganho marginal no rendimento de se trabalhar no local j se igualar ao custo marginal de se transportar do local i a j , ou ainda $Z'_{tij} = X'_{tij}$. A disposição para se deslocar – e consequentemente ter acesso aos melhores empregos – depende, contudo, do valor que cada indivíduo atribui ao tempo, que é uma função negativa do tempo disponível

⁸ O custo de moradia é fixo, uma vez que o local da residência está pré-determinado.

⁹ Por custo entende-se tanto a quantia em dinheiro despendida para mudar de residência quanto o custo psicológicos e institucionais que estão associados a mudanças.

(para lazer). Dessa forma, o custo de se deslocar é tanto maior quanto for o valor do lazer na margem e, assim, diferenças na valoração do tempo terão impactos no valor t de equilíbrio (Roberts e Taylor, 2017).

Considere-se então uma família formada por um casal heterossexual residente em i onde os dois cônjuges c estão inseridos no mercado de trabalho. A disponibilidade de se deslocar até o local de trabalho j depende do valor que cada cônjuge atribui ao tempo, que por sua vez guarda uma relação positiva com a parcela de responsabilidades que o mesmo tem no lar¹⁰. Seja então $c = 1$ o cônjuge que desempenha a maior parte das tarefas domésticas na casa e $c = 2$ o seu parceiro (que pode ser chamados respectivamente de “mulher” e “homem”, sem perda de generalidade). Conforme ilustrado no Gráfico 1, a pressão temporal faz com que os custos de transporte do cônjuge 1 sejam maiores que o do 2, isto é, $X_t^1 > X_t^2$ para todas as distâncias j (exceto onde $j = i$). Como resultado, tem-se que no equilíbrio $j^1 < j^2$ e $Y^1 < Y^2$, ou seja, o cônjuge que tomar para si a maior parte das responsabilidades com a manutenção da casa e com o cuidado dos filhos trabalhará a uma distância menor de casa e por isso apresentará um menor tempo de *commuting* e um menor rendimento.

O equilíbrio apresentado no Gráfico 1 ilustra a situação em que ambos os cônjuges têm a mesma prospecção de renda em qualquer ponto j na cidade, logo $Z_t^1 = Z_t^2 = Z_t$. Suponha-se agora que o mercado de trabalho, sabendo que o cônjuge $c = 1$ assume mais responsabilidades em casa, o veja como menos produtivo que seu parceiro e decida, por isso, pagar-lhe um salário menor. Nesse cenário, a curva Z_t^1 se desloca para baixo, fazendo com que $Z_t^1 < Z_t^2 \forall j$ (exceto na origem). No novo equilíbrio, o ponto j^1 estará mais à esquerda do eixo X e o cônjuge $c = 1$ trabalhará ainda mais perto de casa, resultando em um tempo de deslocamento ao trabalho ainda mais reduzido, com reflexos negativos sobre o seu salário. Esse é o típico caso em que a discriminação contra as mulheres no mercado de trabalho, resultante de crenças normativas de gênero, termina por perpetuar a profecia autorrealizável de que quanto mais se dedicam aos afazeres domésticos, menos adequadas são para o mercado de trabalho e por isso menores devem ser seus salários quando comparados com o dos homens (Maret e Finlay, 1984).

¹⁰ Decorre da finitude temporal que quanto mais reponsabilidades o indivíduo tem com os afazeres domésticos, menos tempo disponível ele tem para gastar em lazer, aumentando o valor do mesmo na margem.

Gráfico 2.3.1 – Relação entre renda (Y), custos de transporte (X) e distância para o local de emprego (j).

Beesley e Dalvi (1974) classificam os indivíduos em quatro tipos, de acordo com a valoração que os mesmos dão à renda e ao tempo (Figura 1). Considerando a divisão tradicional de papéis de gênero dentro de uma família, os que percorreriam a maior distância para o trabalho seriam os do tipo B, chamados de “ganha-pão”, que por serem os principais responsáveis por prover a família acabam dando alto valor à renda e baixo valor ao tempo. Já a menor distância para o trabalho é percorrida pelos indivíduos do tipo C, que são “donos-de-casa”, isto é, encarregados da maior parte dos cuidados com os afazeres domésticos e com os filhos.

Figura 2.3.1 – Classificação dos indivíduos conforme o valor do tempo e valor da renda

		<i>Valor do tempo</i>	
		Alto	Baixo
<i>Valor da renda</i>	Alto	A	B
	Baixo	C	D

Verifica-se a partir dos resultados do modelo que a alocação das atividades domésticas tem consequências que vão muito além do âmbito familiar. A alta valoração do tempo resultante do elevado grau de responsabilidades domésticas atua como limitante à livre mobilidade na

busca¹¹ por emprego e, conseqüentemente, aos rendimentos auferidos pelo indivíduo. Dessa forma, se verdadeira, a HRH funcionaria como um propulsor de desigualdades salariais entre os que têm mais responsabilidades domésticas (as mulheres) e os que têm menos (os homens), via imposição de uma restrição espacial ao *matching* no mercado de trabalho. Essa é a lógica por trás da Hipótese da Armadilha Espacial (Kwan, 1999), que argumenta que os tradicionais papéis de gênero da mulher, que a incumbem das responsabilidades domésticas e do cuidado com os filhos, inibem sua capacidade de participar plenamente no mercado por restringir seus “*space-time budgets*”, isso é, por limitarem seu tempo disponível para deslocamento ao trabalho. Assim, as mulheres se defrontam com oportunidades de emprego reduzidas e de qualidade inferior, que pagam menores salários e tolhem suas perspectivas de crescimento profissional. Mais importante ainda é que esse resultado não é, *coeteris paribus*, ótimo do ponto de vista econômico, uma vez que decorre de uma alocação não-eficiente (a distribuição normativa de gênero de tarefas entre os cônjuges).

Finalizada a exposição dos argumentos teóricos, o próximo capítulo apresentará os modelos econométricos e as bases de dados utilizadas para testar econometricamente a validade da HRH para o Brasil.

¹¹ O termo “busca por emprego” não se refere ao processo de busca em si, mas às chances de se concretizar o *matching* no mercado de trabalho, que nesse caso depende unicamente da capacidade do indivíduo de se locomover diariamente da sua casa até o local do emprego.

3 – METODOLOGIA

Esse capítulo aborda os aspectos da metodologia utilizadas para investigar a importância da hipótese da responsabilidade doméstica no contexto brasileiro. Para compreender a escolha dos modelos utilizados faz-se necessário deixar claro nesse ponto que o modo como o tempo de deslocamento ao trabalho é trazido nas pesquisas brasileiras destoa da forma em que outros países publicam essa informação. Enquanto as pesquisas internacionais¹² apresentam o tempo de *commuting* como uma variável contínua, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) optou por disponibilizar essa informação para o Brasil na forma categórica¹³, o que suscita a introdução dos modelos de escolha discreta.

3.1 – MÉTODOS DE ESTIMAÇÃO

Em linhas gerais, os modelos de escolha discreta aplicam-se a situações onde se almeja “descrever, explicar e prever escolhas entre duas ou mais alternativas discretas” (Sarrias, 2016). Sob a hipótese de um comportamento maximizador de utilidade (U), pode-se afirmar que o indivíduo i escolherá a alternativa j e não a alternativa k apenas se $U_{ij} > U_{ik}$ para todo valor de $k \neq j$. Por sua vez, o nível de satisfação que o indivíduo i auferir escolhendo a alternativa j depende de um componente determinístico V , que se relaciona a um conjunto de características observáveis e a um componente aleatório ε , que captura fatores não-observáveis ou não-mensuráveis. Assim,

$$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij}.$$

Como o nível de utilidade U_{ij} pode assumir quaisquer valores no campo real, as escolhas observadas nada mais são do que uma versão censurada do processo decisório que se deu sob um espaço contínuo. Modelos com essa estrutura, conhecidos como **modelos de utilidade aleatória**, fornecem os *insights* necessários para a compreensão dos conceitos que permeiam os modelos de escolha binária e ordenada.

¹² Até 2015 havia ao menos 65 países no mundo que conduziam pesquisas de uso do tempo, sendo os países da Europa e da América do Norte os que têm maior tradição na coleta desses dados (Charmes, 2015)

¹³ Como será visto na próxima seção, o Brasil não disponibiliza dados detalhados acerca do uso do tempo de seus residentes. As informações disponíveis até a presente data são provenientes das duas maiores pesquisas conduzidas pelo IBGE, a PNAD (e a PNAD Contínua) e o Censo.

Dentre os modelos de escolha discreta, o mais simples é formulado quando y é uma variável dicotômica, isto é, assume os valores 1 ou 0, indicando respectivamente a ocorrência (sucesso) ou não (fracasso) de certo evento. Assim, seja o problema do indivíduo a escolha do seu tempo de *commuting*, onde há apenas duas alternativas: trabalhar em um raio de deslocamento de até 30 minutos de sua casa ou de mais de 30 minutos. Nesse caso a variável resposta é construída tal que $y = 1$ se o tempo de *commuting* for de até 30 minutos e $y = 0$ caso contrário (isto é, deslocamento superior a 30 minutos).

Questões como essa são tratadas pelos **modelos de resposta binária**, que partem do pressuposto de que a variável y é uma manifestação observável de uma variável latente y^* . Essa variável não-observável pode ser entendida como a diferença de utilidade auferida entre as duas alternativas encontradas pelo indivíduo, de modo que $y = 1$ se dá se e somente se $U_1 > U_0$, enquanto $y = 0$ ocorre quando $U_1 \leq U_0$. Dessa forma, apesar de não se saber exatamente o nível de utilidade auferido pelo indivíduo, as suas preferências são passíveis de ordenação, sendo necessário apenas observar as escolhas feitas em y . O vínculo entre a variável resposta y e a variável não-observável y^* é então definido como:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{se } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{se } y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

A variável latente y^* , responsável por trazer a variável resposta y para o espaço real e contínuo, se relaciona com o vetor de variáveis independentes $\mathbf{x}'$ da seguinte forma:

$$y_i^* = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + u_i$$

onde $\mathbf{x}_i$, o vetor de características observáveis, é independente de u_i , o vetor de erros.

Em se tratando de modelos de resposta binária é natural se pensar em termos de probabilidade de ocorrência do evento. Assim, ao invés de saber se o indivíduo terá ou não um tempo de deslocamento inferior a 30 minutos, o modelo permite inferir qual a *probabilidade* de o tempo de deslocamento ser inferior a 30 minutos, isto é, quais as chances do sucesso ocorrer. Posto isso, a probabilidade de y_i assumir o valor 1 condicional ao vetor $\mathbf{x}_i$ é dada por:

$$P(y_i = 1 \mid \mathbf{x}_i) = P(y_i^* > 0 \mid \mathbf{x}_i) = P(\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + u_i > 0 \mid \mathbf{x}_i) = P(u_i > -\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} \mid \mathbf{x}_i)$$

Nesse ponto, a completude do modelo surge com a definição de uma função de distribuição de probabilidade para o vetor de erros. Assim, seja u uma variável aleatória cuja função de densidade cumulativa é dada por $F(\cdot)$. Logo:

$$P(y_i = 1 | \mathbf{x}_i) = 1 - F(-\mathbf{x}'_i\beta) = F(\mathbf{x}'_i\beta)$$

Por fim, se distribuição for simétrica,

$$P(y_i = 0 | \mathbf{x}_i) = 1 - F(\mathbf{x}'_i\beta)$$

As funções $F(\cdot)$ podem ser, *a priori*, representações de qualquer distribuição de probabilidade definida na reta real, mas para que o modelo seja internamente consistente é preciso que as probabilidades preditas pelo modelo estejam entre 0 e 1 e sejam crescentes em $\mathbf{x}'_i\beta$.

No caso mais simples, $F(\mathbf{x}'_i\beta) = \mathbf{x}'_i\beta$ e têm-se os chamados Modelos de Probabilidade Linear (LPM, em inglês), cuja impossibilidade de restringir $\mathbf{x}'_i\beta$ ao intervalo $[0,1]$ figura como grande empecilho ao seu uso, uma vez que seus resultados podem por vezes não serem interpretáveis em termos probabilísticos. Além disso, o fato de a probabilidade de sucesso ser afetada sempre na mesma intensidade para qualquer variação em x (caso o modelo seja linear nessa variável) o coloca em posição relativamente inferior a outros modelos que permitem maior flexibilidade nesse quesito (Greene e Hensler, 2009).

Nesse sentido, duas funções de distribuição que são bastante comuns na literatura e vêm sendo exaustivamente utilizadas na modelagem de dados binários são as das distribuições normal padrão e logística, que dão origem aos modelos *Probit* e *Logit*, respectivamente. Em ambos os casos, como $0 \leq F(\mathbf{x}'_i\beta) \leq 1$, garante-se que não há violação do termos requeridos para existência de uma probabilidade e por isso os modelos que a utilizam são internamente consistentes. Vasta semelhança se manifesta nos resultados provenientes dos modelos *Probit* e *Logit* para valores contidos no intervalo central da distribuição, com as diferenças aparecendo, via de regra, nas regiões caudais. Em uma amostra razoavelmente balanceada entre $y = 0$ e $y = 1$ é de se esperar uma conformidade entre os dois métodos.

Para uma amostra com N observações, o modelo é estimado por máxima verossimilhança (ML, em inglês), cuja função de log-verossimilhança para uma amostra com N observações é dada por:

$$\ln \mathcal{L} = \sum_{i=1}^N (1 - y_i) \ln[1 - F(\mathbf{x}'_i \beta)] + y_i \ln F(\mathbf{x}'_i \beta)$$

Sob um conjunto de condições descritas em Wooldridge (2002) os estimadores resultantes da maximização da equação acima são não-viesados e consistentes. As condições para identificação do modelo podem ser encontradas em Greene e Hensher (2010) e são omitidas aqui por razões de brevidade.

Ao contrário dos modelos lineares, em que o coeficiente β já representa o efeito marginal da variável x sobre y , o efeito de x sobre $E(y^* | x)$ nos modelos *Probit* e *Logit*, medido por $x\beta$, têm a mesma direção de $E(y|x) = F(x\beta)$, mas não a mesma magnitude. Em decorrência disso, dos resultados da estimação do modelo sabe-se apenas o sentido da influência da variável x_j sobre y , não sendo correto tecer conclusões acerca grandeza do coeficiente (Wooldridge, 2002). Isso ocorre porque a função $F(\cdot)$ mapeia o índice $x\beta$ a uma probabilidade que é variável nos valores de x , fazendo-se necessário, portanto, o cálculo dos efeitos marginais após a estimação do modelo, que são dados por:

$$\frac{\partial E(y|x)}{\partial x'} = f(x\beta) * \beta$$

onde $f(\cdot)$ é a função de densidade de probabilidade referente à distribuição $F(\cdot)$. Os seus resultados devem ser interpretados como o efeito da variação marginal de x_j sobre a probabilidade de $y = 1$, de modo que coeficientes positivos (negativos) aumentam (diminuem) a probabilidade de ocorrência do sucesso. Para efeito de comparação, os efeitos marginais são computados na média¹⁴ amostral da variável.

Uma extensão natural dos modelos *Probit* e *Logit* se dá quando há mais de duas respostas na variável dependente. Utilizando o mesmo exemplo acima, o problema pode ser reformulado para incluir uma terceira categoria de tempo, tal que a variável resposta seja construída como: tempo de deslocamento até o trabalho inferior a 30 minutos ($y = 0$), tempo de deslocamento de 30 minutos a 1 hora ($y = 1$) e tempo de deslocamento superior a 1 hora ($y = 2$). Nesse caso nota-se que os *outcomes* da variável y guardam uma relação de ordem entre si, fazendo-se necessário portanto o uso dos **modelos de escolha ordenada**. Tendo em vista a

¹⁴ Greene e Hensher (2010) afirmam que a derivada em relação a variáveis explicativas binárias fornece uma estimativa surpreendentemente acuradas do efeito marginal real, calculado como $P(y_i = 1 | \bar{x}_d, d_i = 1) - P(y_i = 1 | \bar{x}_d, d_i = 0)$.

similaridade da notação, a partir desse momento tratar-se-á exclusivamente das extensões do modelo *Probit*.

O *Probit Ordenado* é concebido sob a mesma estrutura do *Probit* tradicional, de modo que o modelo se alicerça na existência de uma métrica latente contínua capaz de representar a variável categórica ordinal y (antes binária), que nesse caso também assume a forma de uma função de distribuição acumulada (CDF) da normal padrão, doravante representada por $\phi(\cdot)$. *Thresholds* α_j dividem a linha real em j regiões sequenciais, que correspondem a cada uma das categorias da variável y , de modo que:

$$y_i = j \text{ se } \alpha_{j-1} < y_i^* \leq \alpha_j,$$

$$\text{onde } j = 0, \dots, k, \alpha_{-1} = -\infty \text{ e } \alpha_k = +\infty.$$

A probabilidade de ocorrência de cada um dos *outcomes* ordinais pode ser escrita como:

$$\begin{aligned} P(y_i = 0 \mid \mathbf{x}_i) &= P(\alpha_{-1} < y_i^* \leq \alpha_0) = P(-\infty < y_i^* \leq \alpha_0) = P(y_i^* \leq \alpha_0) \\ &= P(\mathbf{x}_i' \beta + u_i \leq \alpha_0) = P(u_i \leq \alpha_0 - \mathbf{x}_i' \beta) = \phi(\alpha_0 - \mathbf{x}_i' \beta) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(y_i = 1 \mid \mathbf{x}_i) &= P(\alpha_0 < y_i^* \leq \alpha_1) = P(\alpha_0 < \mathbf{x}_i' \beta + u_i \leq \alpha_1) \\ &= P(\alpha_0 - \mathbf{x}_i' \beta + u_i \leq \alpha_1 - \mathbf{x}_i' \beta) = \phi(\alpha_1 - \mathbf{x}_i' \beta) - \phi(\alpha_0 - \mathbf{x}_i' \beta) \end{aligned}$$

Cuja generalização permite chegar a:

$$P(y_i = j \mid \mathbf{x}_i) = \phi(\alpha_j - \mathbf{x}_i' \beta) - \phi(\alpha_{j-1} - \mathbf{x}_i' \beta)$$

Em particular, para a última categoria $j = k$ tem-se que:

$$P(y_i = k \mid \mathbf{x}_i) = \phi(\alpha_k - \mathbf{x}_i' \beta) - \phi(\alpha_{k-1} - \mathbf{x}_i' \beta) = 1 - \phi(\alpha_{k-1} - \mathbf{x}_i' \beta)$$

O modelo é estimado por ML e, sob um conjunto de condições descritas em Wooldridge (2002), produz estimadores consistentes e com distribuição assintótica normal. A função de log-verossimilhança para uma amostra com N observações e k alternativas na variável resposta é dada por:

$$\ln \mathcal{L} = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k Z_{i,j} \ln[\phi_{i,j} - \phi_{i,j-1}]$$

Em que $Z_{i,j}$ é uma função indicadora que recebe o valor 1 se $y_i = j$ e 0 caso contrário. As condições para identificação do modelo também podem ser encontradas em Greene e Hensher (2010) e são omitidas aqui por razões de brevidade. Importante ressaltar que α_j são os *thresholds* estimáveis que definem y .

Tal como no *Probit*, os efeitos marginais devem ser calculados após a estimação do modelo, cujas derivadas são:

$$\frac{\partial E(y = j|x)}{\partial x'} = [\phi(\alpha_{j-1} - x'_i \beta) - \phi(\alpha_j - x'_i \beta)] * \beta$$

A terceira e última variante do modelo *Probit* relevante para essa tese é o *Probit Ordenado Multivariado*. O termo multivariado refere-se ao estudo de duas ou mais variáveis dependentes diferentes, em que a existência de uma possível correlação entre elas, decorrente de fatores não-observáveis, é levada em consideração. Pondo de forma bastante simples e seguindo a mesma linha de raciocínio dos exemplos anteriores, considera-se agora a escolha do indivíduo i não apenas em relação ao tempo de deslocamento ao trabalho, y_1 , mas também no que diz respeito ao tempo dedicado a outras atividades, y_2 . As equações apresentadas abaixo referem-se ao caso bivariado, mas podem ser generalizadas para o caso de m equações sem grandes complicações matemáticas.

Assim, considere-se o seguinte sistema de equações:

$$\begin{aligned} y_{i,1}^* &= x'_{i,1} \beta_1 + u_{i,1} & y_{i,1} &= j \text{ se } \alpha_{j-1} < y_{i,1}^* \leq \alpha_j & j &= 0, \dots, k_1 \\ y_{i,2}^* &= x'_{i,2} \beta_2 + u_{i,2} & y_{i,2} &= j \text{ se } \omega_{j-1} < y_{i,2}^* \leq \omega_j & j &= 0, \dots, k_2 \end{aligned}$$

cujos termos de erro cruzados são dados por:

$$\begin{pmatrix} u_{i,1} \\ u_{i,2} \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 0 & \rho \\ \rho & 0 \end{pmatrix} \right]$$

A probabilidade conjunta de $y_{i,1} = j_1$ e $y_{i,2} = j_2$ é, então:

$$\begin{aligned}
P(y_{i,1} = j, y_{i,2} = k \mid x_{i,1}, x_{i,2}) \\
= \begin{pmatrix} \phi_2[(\alpha_j - x'_{i,1}\beta_1), (\omega_k - x'_{i,2}\beta_2), \rho] \\ -\phi_2[(\alpha_{j-1} - x'_{i,1}\beta_1), (\omega_k - x'_{i,2}\beta_2), \rho] \end{pmatrix} \\
- \begin{pmatrix} \phi_2[(\alpha_j - x'_{i,1}\beta_1), (\omega_{k-1} - x'_{i,2}\beta_2), \rho] \\ -\phi_2[(\alpha_{j-1} - x'_{i,1}\beta_1), (\omega_{k-1} - x'_{i,2}\beta_2), \rho] \end{pmatrix}
\end{aligned}$$

Essas probabilidades entram na função de log-verossimilhança afim de que os parâmetros sejam estimados via ML. No caso do parâmetro ρ ser igual a zero, o modelo bivariado se limita a um par de modelos univariados.

De modo geral, os modelos de resposta binária podem ser aplicados a *pooled cross-sections* sem grandes modificações, recomendando-se a inclusão de variáveis dummies para captar efeitos temporais (Wooldridge, 2002).

3.2 – DADOS

Na ausência de uma pesquisa nacional dedicada exclusivamente ao estudo das viagens e do uso do tempo¹⁵, o presente trabalho recorreu às duas principais pesquisas nacionais para analisar o diferencial de gênero e o papel das normas sociais na determinação do tempo de *commuting* dos brasileiros – a Pesquisa Nacional de Amostra Domiciliar (PNAD) e o Censo Demográfico Brasileiro.

A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios é coletada anualmente¹⁶ desde 1971¹⁷ pelo IBGE e a partir de 2004 passou a alcançar áreas urbanas e rurais das cinco grandes regiões do Brasil. Foi por muito tempo a única pesquisa em âmbito nacional que trazia informações anuais sobre rendimento, educação, trabalho e habitação. Em 2012 sofreu uma reestruturação e tornou-se a PNAD Contínua, cuja função principal é de produzir indicadores para acompanhar tanto as flutuações de curto prazo quanto a evolução de médio e longo prazos dos aspectos socioeconômicos dos brasileiros, em particular da força de trabalho. Afim de facilitar

¹⁵ Conforme Pereira e Shwanen (2015), o uso das Pesquisas de Origem e Destino não se mostra adequado para fazer análises sobre o tempo de *commuting* a nível nacionais por três principais razões: i) cobrem apenas uma pequena parte da população urbana e não estão disponíveis para todas as RMs brasileiras; ii) não são necessariamente comparáveis entre regiões devido às diferenças metodológicas e iii) os dados não são públicos.

¹⁶ Exceto em anos censitários (1970, 1980, 1991, 2000 e 2010) e em 1994 que, excepcionalmente, a pesquisa também não fora realizada.

¹⁷ Entre 1967 a 1970 a coleta era feita trimestralmente.

o processo de transição, ambas as pesquisas foram levadas a cabo a partir de 2012, com a PNAD originalmente concebida sendo coletada pela última vez em 2015.

Já o Censo Demográfico Brasileiro, coletado pelo IBGE uma vez por decênio desde 1940, tem como objetivo fazer um apanhado minucioso da população e dos domicílios brasileiros, e serve como base para todo planejamento público da década subsequente à sua realização. Em sua última edição foram recenseados em todo território nacional mais de 6 milhões de domicílios, totalizando uma amostra de mais de 20 milhões de indivíduos (ou cerca de 10% da população).

Em termos gerais, tanto a PNAD quanto o Censo possuem uma estrutura parecida no que diz respeito à coleta de informações da população. Características do domicílio e informações socioeconômicas dos indivíduos, tais como gênero, cor/raça, idade, nível de escolaridade, renda, setor de atividade e número de horas trabalhadas, estão disponíveis em ambas as pesquisas. A variável chave da tese, o tempo de deslocamento ao trabalho, também se faz presente na PNAD e no Censo, mas com uma sutil diferença entre elas¹⁸. Enquanto a pesquisa da PNAD deixa claro que o dado é coletado apenas para aqueles que fazem o trajeto de casa direto para o trabalho, excluindo assim quaisquer possibilidade de que a informação incorpore o tempo gasto com *trip-chaining*, a descrição dessa mesma variável no Censo Demográfico omite esse tipo de detalhamento¹⁹. Em ambos os casos é possível reclassificar o tempo de *commuting* dos trabalhadores em 4 categorias: não se desloca (trabalha em casa), se desloca menos de 30 minutos até o trabalho, se desloca de 30 min a 1h para o trabalho se desloca mais do que 1h para o trabalho.

A despeito da grande sobreposição de informações, algumas variáveis utilizadas nos modelos só são passíveis de serem construídas a partir dos dados disponíveis em uma das duas pesquisas, o que justifica a utilização de ambas para estimação das equações descritas na próxima seção. O primeiro descompasso relevante entre as pesquisas refere-se ao tempo dedicado às atividades domésticas. Os dados sobre o uso do tempo em trabalho doméstico não remunerado começaram a ser coletados oficialmente no Brasil a partir de 2001, no

¹⁸ As perguntas são formuladas de forma praticamente idêntica nas duas pesquisas. No CENSO a pergunta é “Qual o tempo habitual gasto de deslocamento de sua casa até o trabalho?” enquanto nas PNADs ela formulada da seguinte forma: “Tempo de percurso diário de ida da residência para o local de trabalho”.

¹⁹ Ao contrário do CENSO, existe uma pergunta na PNAD que antecede a do tempo de deslocamento ao trabalho: “Ia direto do domicílio em que morava para o trabalho?”. Apenas aqueles indivíduos que responderam sim a essa pergunta tem informações coletadas acerca do tempo de *commuting*.

questionário básico da PNAD. Nela, a informação é disponibilizada de forma agregada, isto é, não é possível a identificação do tipo de tarefa desempenhada pelos indivíduos, apenas o total de tempo gasto com todos os afazeres domiciliares, incluído o tempo gasto no cuidado com os filhos. De toda forma, a existência dessa informação em uma pesquisa anual e de abrangência nacional, que já coletava dados acerca do tempo gasto nas jornadas de trabalho pago e no deslocamento ao trabalho, permite que se acompanhe com maior nível de detalhamento o comportamento da sociedade no que diz respeito à heterogeneidade do uso do tempo. Contudo, apesar desse tema já vir sendo abordado pelo IBGE desde 2001, o Censo Demográfico de 2010 não fez a coleta dessa informação, e por isso a utilização de variáveis acerca da uso do tempo em atividades domésticas estará atrelada sempre à base de dados proveniente da PNAD.

O outro ponto de desencontro diz respeito à identificação de casais do mesmo sexo. O acelerado processo de transformação da família brasileira fez com que o IBGE incorporasse de forma pioneira no Censo 2010 diversas novas formas de se relacionar com o chefe do domicílio, incluída aquela que permite identificar casais do mesmo sexo. Nesse ponto, é bastante importante ressaltar que o Censo, ao contrário da PNAD, faz a coleta dessa informação de forma primária, isto é, no próprio questionário da pesquisa há a opção de se declarar cônjuge do mesmo sexo. Contudo, apesar do IBGE ter aberto precedente para a coleta dessa informação em uma pesquisa conduzida em 2010, as PNADs de 2011 a 2015 não permitem a identificação direta de casais gays, só sendo possível inferir essa informação na etapa de tabulação dos microdados, com o cruzamento da variável de relação com o chefe do domicílio e sexo do respondente. Por essa razão, optou-se por utilizar os dados do Censo sempre que necessário identificar casais do mesmo sexo na amostra.

Os diferentes desenhos amostrais das duas pesquisas fazem com que a representatividade geográfica dos dados não seja a mesma. Enquanto os microdados do Censo conseguem trazer informações no nível intraurbano – através das chamadas áreas de ponderação²⁰ – o menor nível de agregação para os quais os dados da PNAD são representativos é o de Região Metropolitana (RM). Assim, todas as bases de dados utilizadas nesse trabalho se restringem a indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes nas áreas urbanas das 9 RM

²⁰ Segundo o IBGE, a área de ponderação é uma “unidade geográfica, formada por um agrupamento mutuamente exclusivo de setores censitários contíguos, para a aplicação dos procedimentos de calibração dos pesos de forma a produzir estimativas compatíveis com algumas das informações conhecidas para a população como um todo. O tamanho dessas áreas, em termos de número de domicílios e de população, não pode ser muito reduzido, sob pena de perda de precisão de suas estimativas. Assim este tamanho mínimo foi definido em 400 domicílios ocupados na amostra, exceto para os municípios que não atingem este total onde, neste caso, o próprio município é considerado uma área de ponderação.”

brasileiras (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre) e do Distrito Federal, que juntos representam quase um terço da população residente no país. Afim de facilitar a compreensão, a descrição detalhada do tratamento utilizado nas bases de dados será apresentada juntamente com os resultados encontrados, no próximo capítulo.

3.3 – ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Buscando compreender o efeito das responsabilidades domésticas sobre o tempo de *commuting* dos indivíduos, essa seção discutirá brevemente os cinco modelos empíricos utilizados no presente trabalho, cujas especificações e resultados serão apresentados detalhadamente no próximo capítulo. Visando testar exaustivamente a validade da HRH e o papel das normas sociais na determinação do tempo de *commuting*, cada um dos modelos abordará a questão sob uma ótica particular, tecendo diferentes questionamentos e utilizando recortes amostrais distintos.

As variáveis dependentes dos modelos serão, via de regra o tempo gasto no deslocamento casa-trabalho, tido como uma variável categórica ordinal cujos valores vão desde “*home-based*” a “se deslocar mais de 1 hora para chegar ao trabalho”. Em um dos casos, porém, a variável resposta toma a forma de uma *dummy* que indica a igualdade no tempo de deslocamento ao trabalho, isto é, se os cônjuges apresentam o mesmo tempo de *commuting*, havendo a indicação do formato da variável y na descrição do modelo.

Como o objetivo geral desse trabalho é pôr à prova a HRH, é preciso iniciar a discussão trazendo evidências empíricas de que o diferencial de gênero no tempo de gasto com deslocamento ao trabalho entre os indivíduos casados existe. Com uma base de dados configurada para ter o indivíduo como unidade de observação, estimar-se-á a seguinte equação:

$$y_i^* = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}_i' \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{d}_i + \mathbf{t}_i + \varepsilon_i$$

Onde y é o tempo de *commuting* do indivíduo i apresentado como uma variável categórica ordinal; $\mathbf{x}_i$ é o vetor de características do indivíduo i ; $\mathbf{z}_i$ é o vetor de características do domicílio em que reside o indivíduo i ; $\boldsymbol{\beta}$ e $\boldsymbol{\gamma}$ são os vetores de parâmetros a serem estimados;

$\mathbf{d}_i$ e $\mathbf{t}_i$ são os efeitos fixos de região e de ano²¹, respectivamente e ε é o termo de erro, que segue uma distribuição normal padrão. Dentre as variáveis do vetor $\mathbf{x}$ está a *dummy* identificadora de gênero, cuja significância atestará se homens e mulheres apresentam diferentes comportamentos de viagens no que diz respeito ao tempo de ida ao trabalho.

Em um segundo momento, após comprovada a existência do diferencial de gênero no tempo de *commuting*, busca-se compreender até onde elas podem ser explicadas pela divisão de afazeres domésticos no domicílio. O modelo que testará essa hipótese toma a seguinte forma:

$$y_i^* = \mathbf{x}_i' \beta + \mathbf{w}_i' \alpha + \mathbf{z}_i' \gamma + \mathbf{d}_i + \mathbf{t}_i + \varepsilon_i$$

cujas únicas diferenças da equação anterior é a inclusão do vetor $\mathbf{w}_i$, que contém variáveis que captam como se dá a divisão de responsabilidades entre o indivíduo i e seu cônjuge.

Dada a natureza ordinal e discreta da variável y , os dois modelos anteriores serão estimados através de um *probit ordenado* e os sinais dos parâmetros estimados indicarão o sentido do efeito de cada variável sobre o tempo de *commuting*, de tal modo que sinais positivos indicam maior probabilidade de gastar longos tempos no deslocamento ao trabalho.

O terceiro modelo tem como objetivo mensurar a heterogeneidade do efeito da responsabilização com o domicílio sobre cada um dos gêneros. Para tanto, propõe-se a estimação simultânea de duas equações, uma para cada membro do casal, o que permite não somente que todos os coeficientes variem entre homens e mulheres, mas também que seja captada a correlação entre o tempo de *commuting* dos cônjuges. O sistema de equações é dado por

$$\begin{cases} y_{c,1}^* = \mathbf{x}_{c,1}' \beta_1 + \mathbf{w}_{c,1}' \alpha_1 + \mathbf{z}_c' \gamma_1 + \mathbf{d}_c + \mathbf{t}_c + \varepsilon_{c,1} \\ y_{c,2}^* = \mathbf{x}_{c,2}' \beta_2 + \mathbf{w}_{c,2}' \alpha_2 + \mathbf{z}_c' \gamma_2 + \mathbf{d}_c + \mathbf{t}_c + \varepsilon_{c,2} \end{cases}$$

cujas estruturas se assemelha com a da equação anterior, mas com a diferença fundamental de que agora se leva em consideração que dois indivíduos (representados na equação pelo subscrito 1 e 2) pertencem a um mesmo casal c e, por isso, o termo de erro, ε , guarda relação com o casal, seguindo uma distribuição normal dada por $N\left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 0 & \rho \\ \rho & 0 \end{pmatrix}\right]$. Nesse sentido, um ρ significativo confirma a existência de características intrínsecas ao casal que explicam o

²¹ O efeito fixo de ano aparecerá somente nas equações cujos dados utilizados são provenientes da PNAD, uma vez que somente nesses casos são utilizados mais de um ano de pesquisa para compor a base de dados.

tempo de deslocamento ao trabalho dos cônjuges, mas que não são observadas diretamente pelo pesquisador. Novamente, tendo em vista a natureza ordinal e discreta da variável y , o sistema de equações acima será estimado através de um probit ordenado bivariado e os sinais dos parâmetros indicarão a direção do efeito dos regressores sobre o tempo de *commuting*.

O quarto modelo estuda como a melhor distribuição de responsabilidades com o lar, medida através do tipo de relacionamento em que o indivíduo está (se com alguém do mesmo sexo ou não) se relaciona com a igualdade no tempo de *commuting* entre os cônjuges. Diferentemente dos três modelos anteriores, aqui é o casal que atua como unidade de observação, além da variável dependente passar a ser binária, assumindo valor $y = 1$ se ambos os cônjuges reportam a mesma categoria na variável de tempo de *commuting*, e $y = 0$, caso contrário. A equação a ser estimada contém informações de ambos os cônjuges, além de variáveis comuns ao casal, tais como características físicas do domicílio e presença de outros moradores na residência, conforme descrito abaixo:

$$y_c^* = g_c \phi + \sum_j \mathbf{x}_{c,j}' \beta_j + \mathbf{z}_c' \gamma + \mathbf{d}_c + \varepsilon_c$$

Aqui y é a variável que identifica se os dois cônjuges do casal c apresentam o mesmo tempo de *commuting*; g_c é a dummy identificadora do tipo de casal (1 se homossexual, 0 caso contrário), $\mathbf{x}_{c,j}$ é o vetor de características do cônjuge $j = 1, 2$ do casal c ; $\mathbf{z}_c$ é o vetor de características do domicílio em que reside o casal c , $\mathbf{d}_c$ é o efeito fixo de região em que o casal c reside e ε é o termo de erro, que segue uma distribuição normal padrão. Por se tratar de um modelo com uma variável resposta binária, o mesmo será estimado via um probit univariado.

O quinto e último modelo tenta validar a importância das normas sociais na determinação do *commuting* dos indivíduos a partir do entendimento de que indivíduos envolvidos em relacionamento com um parceiro do mesmo sexo não estão sujeitos às mesmas pressões para a materialização dos papéis sociais de gênero. Voltando a uma configuração em que a unidade de observação é o indivíduo, a equação que permitirá inferir tais questões é descrita por:

$$y_i^* = g_i \phi + \mathbf{x}_i' \beta + \mathbf{z}_i' \gamma + \mathbf{d}_i + \mathbf{t}_i + \varepsilon_i$$

A definição das variáveis segue a mesma estrutura dos outros modelos, com a exceção de que a variável g_i agora identifica o tipo de relacionamento em que o indivíduo i se encontra.

Aqui, como o y volta a ser ordinal e discreto, o modelo será estimado via probit ordenado. Em todos os casos acima os efeitos marginais serão posteriormente calculados afim de mensurar a magnitude do efeito da variável explicativas na variável resposta. O próximo capítulo apresentará os resultados das estimações dos modelos aqui propostos.

4 – RESULTADOS

Como visto no Capítulo 1, o tempo de *commuting* é afetado não só pelo que acontece no mercado de trabalho, mas também pelas decisões que ocorrem no âmbito familiar. Posto isso, o objetivo desse capítulo é estimar a relação entre o tempo de deslocamento ao trabalho e as responsabilidades domésticas, procurando entender, entre outras coisas, como isso justifica as diferenças no padrão de deslocamento entre homens e mulheres. Os resultados estão divididos em cinco seções, que se complementam entre si ao abordar a questão da hipótese da responsabilidade doméstica sob diferentes pontos de vista.

A primeira parte desse capítulo busca trazer uma visão geral de como se dá a relação entre tempo de *commuting*, gênero e responsabilidades domésticas para os brasileiros, acompanhando sua evolução ao longo do tempo e estudando-a através de recortes descritivos de estrutura familiar, renda e escolaridade.

A segunda seção estuda o diferencial de gênero no tempo de *commuting* da forma “clássica”, isto é, através da legitimação direta do gênero como condicionante da mobilidade aos centros de emprego. Por sua vez, a terceira parte busca testar a validade da HRH pela inclusão explícita de variáveis que medem o tempo dedicado aos afazeres domésticos e a divisão de tarefas em casa. A vantagem dessa abordagem em relação às utilizadas na literatura é a possibilidade de estabelecer uma relação direta entre a HRH e o tempo de deslocamento ao trabalho, sem a necessidade do uso de *proxies* teóricas acerca da responsabilidade doméstica. A quarta parte explora a heterogeneidade do efeito das divisões de responsabilidade sobre homens e mulheres, fazendo uso de um arcabouço econométrico que permite incorporar a relação existente entre cônjuges de um mesmo casal.

As duas últimas seções incorporam os casais homossexuais na análise, visando compreender em que medida os resultados encontrados são devidos às normas sociais inerentes ao relacionamento com o gênero oposto. Assim, explorar-se-á inicialmente o afrouxamento dos padrões de gênero e sua relação com o diferencial do tempo de *commuting* entre os cônjuges através da comparação entre casais homo e heterossexuais. Em um segundo momento, o foco se vira para o estudo da tempo de *commuting* em si, mas dessa vez sob a perspectiva de casais do mesmo sexo.

4.1 – UMA ANÁLISE PRELIMINAR SOBRE O TEMPO DE *COMMUTING* E AS RESPONSABILIDADES NO DOMICÍLIO

Dando início ao capítulo de resultados, essa primeira seção fará uma breve análise descritiva dos dados com o objetivo trazer alguma clareza ao fenômeno estudado e servindo como guia para entender os resultados que serão abordados nas próximas seções. Assim, com informações provenientes de um empilhamento de 5 anos de pesquisas da PNAD (2011 a 2015), a base de dados utilizada nessa e nas próximas três seções desse capítulo é formada unicamente por casais²² heterossexuais onde os dois cônjuges estão inseridos no mercado de trabalho e possuem entre 18 e 65 anos de idade na data de referência.

Foram desconsiderados da amostra todos aqueles casais em que ao menos um dos cônjuges estava envolvido em atividades agrícolas, militares ou no setor público, uma vez que para essas ocupações o processo de busca por emprego segue uma lógica distinta do mercado privado. Também foram excluídos os casais que declararam não ter recebido rendimentos em dinheiro no mês de referência. Para evitar distorções advindas de comportamentos particulares, foram retirados todos os casais cujo número de horas ofertadas em trabalho pago semanal (em todos os trabalhos) foi quatro vezes ou mais superior às horas gastas com afazeres domésticos na semana de referência para ao menos um dos cônjuges. Analogamente, afim de evitar captar jornadas exaustivas no comportamento médio, considerou-se ainda somente casais em que os ambos os cônjuges trabalharam menos do que 75h semanais. Por fim, para que não fossem desconsiderados²³ os casais que não desempenharam atividades domésticas na semana de referência, foi imputado para os cônjuges desses casais um valor infinitesimal se na variável de tempo dedicado aos afazeres domésticos. A base de dados final contém uma amostra de 34.834 casais ou 69.668 indivíduos, igualmente divididos entre os gêneros feminino e masculino.

A primeira análise se dá através da observação de como homens e mulheres estão distribuídos em cada uma das quatro classes de tempo gasto no deslocamento ao trabalho. A Tabela 4.1.1 deixa clara a heterogeneidade da distribuição da duração do *commuting* por gênero, com as diferenças sendo mais proeminentes na primeira e na terceira faixa de tempo. Entre 2011 a

²² Por casais entenda-se quaisquer dois indivíduos que residam em um mesmo domicílio em que um se declare como chefe e o outro cônjuge, não sendo necessária, portanto, a formalização da relação perante a justiça para que os indivíduos sejam considerados casados no contexto desse trabalho.

²³ Domicílios em que os cônjuges não realizaram atividades domésticas ficariam com *missing* na variável de parcela de afazeres domésticos realizados na semana (*safaz*), devido a impossibilidade matemática de divisão por zero.

2015, ao passo que 14,3% das mulheres trabalhavam em casa e 27,7% gastavam entre 30²⁴ min a 1h para chegar ao trabalho, apenas 8,4% e 30,4% dos homens estavam nessas classes de tempo de deslocamento, respectivamente.

Tabela 4.1.1 – Distribuição do tempo de *commuting* por gênero (%)

	Homens	Mulheres
Em casa	8.44	14.33
0 a 30 min*	41.47	41.28
30 min a 1h	31.89	27.67
Mais de 1h	18.19	16.72
<i>Total</i>	100	100
Observações	34,834	34,834

Fonte: Elaboração própria. * Diferença entre homens e mulheres não é estatisticamente significativa ao nível de 10%

Voltando à atenção para como se dá uso do tempo dos indivíduos, a Figura 4.1.1 apresenta a alocação do tempo entre trabalho pago e não pago por gênero. Apesar de não diferirem muito no número de horas semanais ofertadas no mercado de trabalho, homens e mulheres casados apresentam uma abrupta diferença no tempo dedicado aos afazeres domésticos, que supera as 14h horas semanais (ou ainda 2h diárias). Nesse sentido, vale frisar novamente que os trabalhos domésticos desenvolvidos por homens e mulheres são bastante diferentes, com o grupo feminino passando boa parte do tempo realizando os serviços rotineiros e discricionários²⁵, que exercem forte pressão no cronograma diário.

Teorias baseadas nos modelos de vantagem comparativa e de barganha diriam que existe uma relação negativa entre participação na renda agregada e responsabilização com tarefas domésticas, seja por especialização entre os cônjuges ou por maior peso no processo de alocação de tarefas tidas como “desprazerosas”. Todavia, os dados da PNAD evidenciam a importância das relações de gênero na distribuição de responsabilidades, como visto na Figura 4.1.2. Há alguma diferença de gênero no poder de barganha, medida através da participação na renda agregada, cuja participação feminina ficou na faixa dos 40%. Entretanto, a atribuição de responsabilidade com o sustento da casa não encontra contrapartida na parcela de afazeres domésticos realizados pelas mulheres, de forma que o grupo feminino segue ainda

²⁴ Há um grande incômodo em não ser possível analisar o comportamento de gênero em intervalos de tempo menores, especialmente em relação à segunda classe de tempo (até 30 minutos), que concentra mais de 40% da amostra. Espera-se que nas próximas pesquisas os dados sejam coletados de modo mais detalhado.

²⁵ Os dados da PNAD Contínua de 2016 ratificam essa afirmação ao revelar que entre os indivíduos casados, 94,3% das mulheres declararam ter feito alguma atividade discricionária na semana de referência, quase 40 p.p. a mais que os homens.

desempenhando mais de 2/3 das tarefas referentes ao cuidado com a casa e com os filhos. As teorias de vantagens comparativas e de barganha não parecem, portanto, encontrar suporte pleno nos dados, corroborando com a ideia de que há algo a mais do que a simples racionalidade econômica neoclássica por trás da determinação dos afazeres domésticos. Tomadas em conjunto, as estatísticas apresentadas até aqui já entreveem em alguma medida a validação da HRH.

Figura 4.1.1 – Alocação do tempo entre trabalho pago e não pago, por gênero.

Fonte: Elaboração própria. As barras apresentam os valores médios das variáveis para cada grupo.

Figura 4.1.2 – Divisão de responsabilidades entre os cônjuges: participação nos afazeres domésticos e na renda agregada, por gênero.

Fonte: Elaboração própria. As barras apresentam os valores médios das variáveis para cada grupo.

O tempo de *commuting* e a divisão de afazeres domésticos pode ser vista sob a ótica da renda. A Tabela 4.1.2 apresenta a distribuição do tempo de deslocamento ao trabalho por gênero para a base e o topo da distribuição, isto é, para os 25% mais pobres e para os 25% mais ricos²⁶, enquanto a Tabela 4.1.3 exibe a média das horas semanais gastas com trabalho pago e não-pago e a média da responsabilização com os afazeres domésticos e com o provimento financeiro da casa por gênero para esses mesmos grupos.

Tabela 4.1.2 – Distribuição do tempo de *commuting* por gênero e renda per capita (%)

	25% mais pobres		25% mais ricos	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Em casa	7.11	18.34	10.56	12.28
0 a 30 min	39.86	38.50	45.75	47.13
30 min a 1h	32.74	25.63	29.73	27.80
Mais de 1h	20.30	17.53	13.96	12.80
<i>Total</i>	100	100	100	100
Observações	9,735	9,735	7,898	7,898

Fonte: Elaboração própria. A tabela apresenta a média das variáveis para cada grupo. * Diferença entre homens e mulheres não é estatisticamente significativa ao nível de 10%

Tabela 4.1.3 – Distribuição do tempo (em horas) e das responsabilidades (%) por gênero e renda

	25% mais pobres		25% mais ricos	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Trabalho pago (h)	43.11	37.64	44.15	40.42
Afazeres domést. (h)	6.28	23.52	5.60	15.51
Parc. afazeres dom. (%)	19.35	80.65	27.21	72.79
Parc. renda agreg. (%)	57.59	42.41	60.11	39.89
Observações	9,735	9,735	7,898	7,898

Fonte: Elaboração própria. A tabela apresenta a média das variáveis para cada grupo. * Diferença entre homens e mulheres não é estatisticamente significativa ao nível de 10%

De modo geral fica bastante claro a partir da Tabela 4.1.2 que renda e tempo de deslocamento ao trabalho exibem uma relação negativa, independente do gênero. Dentre os mais pobres, 20% dos homens e 17,5% das mulheres gastam mais de 1h no *commuting* diário, enquanto entre os mais ricos essas parcelas caem para 14% e 13%, respectivamente. Em contrapartida, verifica-se que 18,3% das mulheres mais pobres não se deslocam para trabalhar, parcela significativamente maior do que dos homens, onde apenas 7,1% exercem suas atividades remuneradas de casa. Entre os ricos há uma discrepância menor na distribuição de gênero nesse primeiro intervalo de tempo de *commuting*, com 10,5% dos homens e 12,3% das

²⁶ Definição estabelecida a partir da renda per capita domiciliar mensal em salários mínimos (SM). A distribuição de renda na amostra é tal que os 25% mais pobres são aqueles casais que recebem até 0,9 SM e os 25% mais ricos, acima de 2,3 SM.

mulheres trabalhando de casa. Contudo, esse estreitamento segue respeitando os diferenciais de gênero, havendo uma maior concentração de mulheres do que de homens nas categorias que indicam tempos mais curtos no deslocamento para o trabalho.

Analisando a Tabela 4.1.3 vê-se que, na média, as mulheres mais ricas são menos responsáveis pela execução dos afazeres domésticos do que as mais pobres. Essa redução, contudo, não vem do aumento do número de horas que os homens dedicam a essas atividades, que permanece estável na casa das 6h semanais, mas sim da diminuição no tempo que elas mesmas gastam com trabalho não pago, que sai de 23h para 15h semanais. Certamente boa parte dessa notória redução de 8h semanais pode ser explicada pela capacidade financeira das famílias mais ricas em terceirizar a execução dos serviços domésticos que, como pode ser visto, alivia a pressão sobre as mulheres, mas pouco influencia o tempo que os homens dedicam à realização de trabalho não pago.

Chama atenção ainda a relativa constância tanto no número de horas ofertadas no mercado de trabalho quanto da parcela de renda agregada entre os homens mais ricos e mais pobres (43h~44h e 58%~60%), que está em linha com a média da amostra completa (Figura 4.1.2), evidenciando que o comportamento dos homens é relativamente homogêneo ao longo da distribuição de renda. As mulheres ricas, por outro lado, experimentam uma redução de 3h nas horas semanais dedicadas ao trabalho pago quando comparadas com as mais pobres.

Por fim, tendo em vista que a presença de filhos notoriamente afeta a divisão de responsabilidades entre homens e mulheres, é interessante entender o diferencial de gênero no tempo de *commuting* dos indivíduos através da comparação entre indivíduos com e sem filhos. A análise feita acima para renda é reproduzida para um recorte de presença de filhos no domicílio nas Tabelas 4.1.4 e 4.1.5.

Tabela 4.1.4 – Distribuição do tempo de *commuting* por gênero e presença de filhos (%)

	Sem filhos		Com filhos	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Em casa	9.03	11.95	8.24	15.17
0 a 30 min*	42.98	41.89	40.94	41.06
30 min a 1h	31.54	29.54	32.01	27.02
Mais de 1h	16.45	16.62	18.80	16.75
<i>Total</i>	100	100	100	100
Observações	9,060	9,060	25,774	25,774

Fonte: Elaboração própria. A tabela apresenta a média das variáveis para cada grupo. * Diferença entre homens e mulheres não é estatisticamente significativa ao nível de 10%

Tabela 4.1.5 – Distribuição do tempo (em horas) e das responsabilidades (%) por gênero e presença de filhos

	Sem filhos		Com filhos	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Trabalho pago (h)	43.41	40.16	43.86	39.34
Afazer domést. (h)	6.40	17.31	6.12	21.38
Part. afazer dom. (%)	26.75	73.25	21.41	78.59
Part. renda agreg. (%)	57.86	42.14	59.24	40.76
Observações	9,060	9,060	25,774	25,774

Fonte: Elaboração própria. A tabela apresenta a média das variáveis para cada grupo. * Diferença entre homens e mulheres não é estatisticamente significativa ao nível de 10%

A Tabela 4.1.4 mostra que o diferencial de gênero no tempo de *commuting* é robusto à presença de filhos no domicílio, uma vez que as mulheres estão mais concentradas nas duas primeiras categorias de tempo de deslocamento tanto na amostra sem filhos quanto na amostra com filhos. Nesse sentido, a presença de filhos está associada a maiores tempos de *commuting* por parte dos homens, que passam a se concentrar mais nas duas últimas categorias de tempo, efeito oposto ao encontrado pelas mulheres. Por outro em contrapartida, nota-se na Tabela 4.1.5 que um aumento de quase quatro horas no tempo que as mulheres gastam semanalmente com afazeres domésticos do segundo para o primeiro grupo. Por outro lado, a estabilidade masculina no processo de alocação do tempo entre trabalho pago e não pago – que seguem gastando cerca de 43h no mercado de trabalho e 6h em tarefas domésticas independentemente da existência de filhos no domicílio – mostra que a paternidade não parece ter relação com a quantidade de afazeres domésticos desempenhados. Dessa forma, se o papel de esposa já fazia com que as mulheres desempenhassem mais de 70% dos afazeres domésticos, a maternidade parece elevar ainda mais suas responsabilidades em casa, que passam a beirar a casa dos 80%.

Finalizada essa a análise preliminar dos dados, as próximas seções apresentarão os resultados das estimações dos modelos descritos no Capítulo 3.

4.2 – EXISTEM DIFERENÇAS DE GÊNERO NO TEMPO DE *COMMUTING*?

Essa seção dá início às análises econométricas do comportamento dos indivíduos casados em relação ao tempo de *commuting*, com foco nas diferenças de gênero. Todo o estudo desenvolvido a partir desse momento considerará que os mercados de trabalho e de casamento já estão em equilíbrio, isto é, que os salários estão dados em todos os sítios de emprego e que o pareamento dos casais é exógeno.

Em um primeiro momento buscar-se-á verificar se o diferencial de gênero no tempo de *commuting* se faz presente na realidade brasileira. Para tanto, a seguinte equação será estimada:

$$\begin{aligned}
 commut_i^* = & \beta_1 mulher_i + \beta_2 idade_i + \beta_3 chefe_i + \beta_4 branco_i + \beta_5 migrante_i \\
 & + \sum_e \beta_6^e educ_i^e + \beta_7 trarpago_i + \sum_p \beta_8^p empreg_i^p + \sum_a \beta_9^a ativ_i^a \\
 & + \beta_{10} lrenda_i + \sum_r \beta_{11}^r rendapc_i^r + \sum_y \beta_{12}^y nfilhos_i^y + \beta_{13} depend_i \\
 & + \beta_{14} casa_i + \beta_{15} ndormit_i + \beta_{16} nbanh_i + \beta_{17} carro_i + \beta_{18} moto_i \\
 & + \beta_{19} diurno_i + \mathbf{d}_i + \mathbf{t}_i + \varepsilon_i
 \end{aligned} \tag{4.2.1}$$

Onde $commut_i^*$ é a variável categórica que indica a em qual das 4 classes do tempo de *commuting* do indivíduo i se encontra e *mulher* é a variável indicadora do gênero feminino (categoria de referência: masculino). O restante das variáveis, doravante denominadas de *controles*, seguem a seguinte definição: $idade_i$ é a idade em anos completos, $chefe_i$, $branco_i$ e $migrante_i$ são variáveis indicadoras do indivíduo ser chefe da família, se declarar da cor branca e não ter nascido no mesmo município de residência, respectivamente, $educ_i^e$ são *dummies* de ciclo de escolaridade $e = \{1, \dots, 5\}$, $trarpago_i$ são as horas semanais dedicadas ao trabalho pago, $empreg_i^p$ são as *dummies* de condição de trabalho $p = \{1, \dots, 3\}$, $ativ_i^a$ são as *dummies* de setor de atividade do trabalho $a = \{1, \dots, 4\}$, $lrenda_i$ é o logaritmo natural da renda, $rendapc_i^r$, são as *dummies* de faixa de renda domiciliar per capita $r = \{1, \dots, 5\}$, $nfilhos_i^d$ é o número de filhos na faixa de idade $d = \{1, \dots, 3\}$, $depend_i$ indica a existência de outros residentes no domicílio que não os filhos, $casa_i$, $proprio_i$ e $alven_i$ são variáveis que indicam se o imóvel de residência do indivíduo é uma casa, é próprio e tem acabamento de alvenaria, respectivamente, $ndormit_i$ e $nbanh_i$ são, respectivamente, o número de dormitórios e de banheiros do imóvel, $carro_i$ e $moto_i$ são *dummies* de existência de carros e motocicletas no domicílio e finalmente $diurno_i$ é uma variável indicadora de turno de trabalho compreendido entre 5h e 22h.

As heterogeneidades não observadas decorrentes de fatores institucionais, históricos e culturais, bem como de configuração urbana e de sistema de transporte de cada localidade estão sendo captadas pelo termo $\mathbf{d}_i$, de efeito fixo regional²⁷. Por sua vez, as *dummies* anuais $\mathbf{t}_i$ capturam os efeitos não observáveis que afetam o tempo de *commuting* de todos os

²⁷ Quando a base de dados utilizada for a PNAD, o indicador regional se refere à variável UPA (Unidade Primária de Amostragem). Mais adiante, nas Seções 4.5 e 4.6, esses indicadores regionais mudarão para área de ponderação, uma vez que passarão a ser utilizados os dados do CENSO.

indivíduos em cada período. Finalmente, optou-se por incluir o quadrado das variáveis *idade* e *trabpago* visando adicionar a possibilidade de não-linearidade a esses componentes. A descrição completa de todas as variáveis, bem como as estatísticas descritivas das mesmas, está apresentada nos Apêndice A e B, respectivamente.

Sob essa especificação, o diferencial de gênero no tempo de *commuting* será identificado a partir da significância do parâmetro β_1 , tal que um coeficiente negativo indicará, *coeteris paribus*, menor chance das mulheres apresentarem longos deslocamentos quando comparadas com os homens. A Tabela 4.2.1 apresenta os resultados iniciais da estimação do modelo²⁸.

Como ponto de partida, regrediu-se o tempo de *commuting* apenas em função da *dummy* de gênero (Coluna 1), cujo sinal negativo e significativo indica que as mulheres, quando comparadas aos homens, de fato têm menor chance de apresentar longos tempos de ida ao trabalho. O resultado permanece inalterado quando são adicionados os controles socioeconômicos ao modelo (na Equação 4.2.1, todas as variáveis, de *idade* a *nbanh*), evidenciando que o diferencial de gênero no tempo de *commuting* independe das características dos indivíduos (Coluna 2). Por fim, a Coluna 3 apresenta a estimação o modelo completo, onde são incluídos também regressores adicionais (na Equação 4.2.1, todas as variáveis, desde *carro* a *diurno*), que visam controlar pelos efeitos advindos de meios de transporte particular e de empregos cuja jornada de trabalho se dá fora do horário tradicional. Novamente o coeficiente estimado para *mulher* se mantém praticamente idêntico ao obtido na Coluna 2, sugerindo que o efeito de gênero sobre o tempo de *commuting* independe do turno em que as viagens são realizadas, bem como da existência de veículos particulares no domicílio.

Tabela 4.2.1 – Diferencial do tempo de *commuting* entre gêneros

	(1) <i>Baseline</i>	(2) Socioeconômicos	(3) Completo
mulher	-0.1654** (0.0086)	-0.1149** (0.0118)	-0.1137** (0.0120)
μ_1	-1.1622** (0.0439)	0.2734* (0.1272)	0.3140* (0.1291)
μ_2	0.1487** (0.0436)	1.8245** (0.1278)	1.8675** (0.1296)
μ_3	1.0494** (0.0440)	2.8065** (0.1280)	2.8521** (0.1298)

²⁸ Por questões de clareza na exposição dos resultados, todas as tabelas apresentadas nesse capítulo omitirão os coeficientes estimados para as variáveis de controle. Contudo, as tabelas completas estão disponíveis mediante solicitação à autora.

Observações	69,668	69,668	69,668
EF Regional	Sim	Sim	Sim
EF Ano	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros-padrão robustos entre parênteses. Nível de significância: ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$.

Por se tratar da estimação de um modelo probit ordenado, não é possível tecer comparações acerca da magnitude dos coeficientes apresentado na Tabela 4.2.1. Assim, a fim de mensurar o tamanho dos coeficientes, os efeitos marginais para cada uma das quatro classes de tempo foram computados levando em conta a especificação completa do modelo (Coluna 3) e estão apresentados na Tabela 4.2.2. Segundo os resultados encontrados, as chances de uma mulher casada trabalhar em casa são de 1,7 pontos percentuais (p.p) maior do que a dos homens casados, além de apresentarem uma probabilidade de 2,1 p.p. superior de se deslocar menos de 30 minutos para chegar ao trabalho. Por outro lado, as chances de gastarem mais que 1h para chegar ao trabalho são inferiores às dos homens em 2,6 p.p.

Tabela 4.2.2 – Efeitos marginais para o diferencial do tempo de *commuting* entre gêneros

	Em casa	Até 30 min	30 min a 1h	Mais de 1h
mulher	0.0176** (0.0019)	0.0210** (0.0022)	-0.0126** (0.0014)	-0.0259** (0.0027)

Fonte: Elaboração própria. Erros-padrão robustos entre parênteses. Nível de significância: ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. Os efeitos marginais foram obtidos para o modelo apresentado na Coluna 3 da Tabela 4.2.1 e representam a média dos efeitos marginais das observações.

Como visto no Capítulo 1, uma das possíveis razões para o diferencial de gênero no tempo de *commuting* está relacionada com a taxa salarial, isto é, como as mulheres auferem rendimentos inferiores aos dos homens em qualquer ponto do espaço de emprego, elas não teriam razões para se deslocar mais. Buscando então controlar pelo salário “potencial” que cada indivíduo poderia estar auferindo se ele fosse do gênero oposto, o primeiro teste de robustez (e o único em que não foi feito um corte amostral explícito²⁹) insere a renda relativa como uma variável explicativa adicional no modelo. Entenda-se por renda relativa o quanto o rendimento do trabalho do indivíduo i do gênero $j = \{m, h\}$ e que pertence ao grupo g representa em relação à média do grupo g do gênero oposto. O grupo é definido de acordo com o ano da amostra, a região de residência, a coorte de idade, o setor de atividade, o tipo de contrato de trabalho e o nível de escolaridade. Desse modo, a renda relativa de mulheres e de homens é tida respectivamente como:

²⁹ A redução amostral perante a amostra completa vem do fato de quem em alguns casos é possível que na região em que o indivíduo i do gênero j reside não exista um outro indivíduo do gênero oposto que seja pertencente ao mesmo grupo que ele. Quando isso ocorre, a variável de renda relativa recebe *missing* e assim não entra na estimação.

$$rendarel_{i,g}^m = \frac{renda_{i,g}^m}{mrenda_g^h}$$

$$rendarel_{i,g}^h = \frac{renda_{i,g}^h}{mrenda_g^m}$$

Os resultados da estimação estão apresentados na coluna 1 da Tabela 4.2.3.

Uma segunda justificativa apresentada pela literatura para o diferencial de gênero no tempo de *commuting* é a segregação ocupacional, isto é, homens e mulheres ocupam postos de trabalho em setores de atividades diferentes, que estão distribuídos diferentemente no espaço urbano. Assim, como o emprego das mulheres é menos concentrado espacialmente, elas têm maiores chances de encontrar emprego mais perto dos sítios residenciais. As colunas 2 e 3 da Tabela 4.2.3 lidam com essa questão ao considerarem uma amostra em que ambos os cônjuges possuíam empregos no mesmo setor de atividade (ou seja, a amostra é perfeitamente balanceada em relação a essa variável entre homens e mulheres) e uma amostra em que ambos os cônjuges estivessem empregados especificamente no setor de serviços, respectivamente.

Naturalmente, um outro aspecto importante que deve ser levado em consideração ao estudar tempo de *commuting* diz respeito à configuração urbana e à segregação espacial por renda. Ao contrário do que prevê o tradicional modelo monocêntrico de AMM, a estrutura das cidades brasileiras é tal que a pobreza se concentra na franja urbana e por isso longos *commutings* estão fortemente relacionados com famílias de baixa renda. Seguindo Silveira-Neto e Duarte (2017), buscou-se contornar esse quesito de duas formas distintas: primeiramente estimou-se o modelo para uma amostra que excluísse os 25% mais pobres³⁰ e depois para uma amostra de domicílios que possuísem total acesso a um conjunto de serviços de infraestrutura básica (sejam eles energia elétrica, água encanada, coleta de lixo, rede de esgoto e paredes de alvenaria). Os resultados da estimação estão apresentados nas colunas 4 e 5 da Tabela 4.2.3, respectivamente.

Por fim, entendendo que o comportamento em relação ao mercado de trabalho é diferente para os indivíduos que estão nas caudas inferior e superior do intervalo de idade estabelecido para a amostra completa (que é de 18 a 65 anos), um último teste de robustez foi feito considerando uma amostra de casais em que ambos os cônjuges possuíam entre 30 e 45 anos. O corte etário visa levar em conta apenas aqueles que estão no auge da sua produtividade e

³⁰ Utilizou-se a renda per capita mensal em salários mínimos para analisar a distribuição de renda domiciliar. A exclusão dos 25% mais pobres se deu Corte de renda per capita mensal feito em 0,9 SM.

senioridade profissional, isto é, o grupo mais relevante no mercado de trabalho. Os resultados dessa especificação estão na coluna 6 da Tabela 4.2.3.

De forma geral vê-se que o efeito de gênero persiste na determinação do tempo de *commuting* em todas as especificações testadas, sendo os resultados encontrados bastante condizentes com a literatura: entre os casados, as mulheres tendem a fazer deslocamentos ao trabalho de menor duração quando comparadas com os homens. Optou-se por não apresentar os efeitos marginais para a Tabela 4.2.3 pois o objetivo da mesma é apenas validar a significância e sentido do efeito de gênero no *commuting*.

Uma vez mostrado que o diferencial de gênero no tempo de *commuting* dos indivíduos casados existe, é importante compreender o que ele significa. Se o *commuting* é a dimensão que conecta os mercados imobiliário e de trabalho, sua determinação pode ser então atribuída a dois processos de escolha inerentemente antagônicos. Por um lado, as mulheres casadas podem apresentar menor tempo de *commuting* porque a família está priorizando o seu sítio de emprego em detrimento do homem quando da escolha locacional. Por outro, se se considera que a residência do casal está dada, o menor tempo gasto no deslocamento pendular significa que as mulheres estão trabalhando mais perto de suas casas do que os homens.

Como já discutido nos capítulos anteriores, a atenção do estudo recairá sobre o cenário em que a decisão do sítio de moradia precede a de empregos, uma vez que é nesse contexto que o diferencial de gênero no deslocamento ao trabalho traz consigo uma perda de utilidade para as mulheres. Apesar de ser desejo de todos os indivíduos minimizarem o seu tempo de *commuting*, se os baixos tempos de *commuting* estão sendo ocasionados por uma restrição espacial na busca por emprego, é possível que as mulheres não estejam atingindo o ponto de máximo global dos seus níveis de utilidade.

Apesar da PNAD conter informações acerca do tempo que o indivíduo está empregado no atual trabalho, o mesmo não pode ser dito com respeito ao tempo de residência no domicílio. Isso impede a captação direta do *timing* em que as decisões relativas à localização do emprego e da moradia foram tomadas, sendo necessária, portanto, alguns cuidados para garantir que se esteja estudando o fenômeno desejado.

Tabela 4.2.3 – Diferencial do tempo de *commuting* entre gêneros – Diferentes controles e amostras

	(1) Renda Relativa	(2) Mesmo setor de atividade	(3) Apenas setor de serviços	(4) Não pobres	(5) Infraestrutura completa	(6) Entre 30 e 45 anos
mulher	-0.0680** (0.0152)	-0.0958** (0.0165)	-0.0544* (0.0215)	-0.1118** (0.0140)	-0.1121** (0.0137)	-0.1142** (0.0184)
μ_1	0.1260 (0.1868)	0.0806 (0.2090)	-0.5678* (0.2535)	0.0122 (0.1532)	0.2101 (0.2256)	-0.3953 (0.6463)
μ_2	1.6667** (0.1872)	1.6486** (0.2094)	0.9680** (0.2536)	1.5731** (0.1540)	1.7145** (0.2260)	1.1554 (0.6468)
μ_3	2.6687** (0.1870)	2.6338** (0.2097)	1.9694** (0.2539)	2.5655** (0.1541)	2.6944** (0.2261)	2.1619** (0.6467)
Observações	42,861	29,272	17,000	50,198	49,444	27,872
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
EF Regional	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
EF Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: ** p<0.01, * p<0.05.

Controles incluem todas as variáveis apresentadas na Equação 4.2.1.

É sabido que mobilidade residencial guarda forte relação com o status marital, de modo que indivíduos casados apresentam menor propensão a mudar de domicílio quando comparados aos solteiros, em virtude do processo decisório que envolve coordenar os desejos de dois ou mais membros. Analogamente, residentes em domicílios próprios são mais fixos no espaço do que aqueles que vivem de aluguel, devido ao horizonte temporal inerente à decisão de compra de um imóvel e aos custos³¹ associados à venda do mesmo, que acabam criando uma fricção no mercado imobiliário (Coulter et al., 2010; Rabe, 2011). Ainda, ao contrário dos funcionários públicos, indivíduos empregados no setor privado estão sujeitos à alta rotatividade do mercado de trabalho e isso aumenta as chances de que a tomada de decisão de médio e longo prazo do local de moradia desse grupo não esteja fortemente condicionada ao local do emprego atual.

Posto isso, uma breve análise da base de dados aqui utilizada mostra que mais da metade dos indivíduos está no atual emprego há menos de 4 anos e que cerca de 75% das famílias brasileiras residem em domicílios próprios. Aliando-se a isso o fato de que a amostra estudada abrange apenas o subgrupo de indivíduos casados e empregados no mercado de trabalho privado, é legítimo concluir que os resultados encontrados até aqui estão sendo fortemente puxados por aquelas famílias em que os cônjuges encontraram seus empregos *depois* de terem estabelecido seu local de residência na cidade. De toda forma, a fim de trazer uma maior robustez aos resultados, foram realizados alguns cortes amostrais para permitir a separação das famílias de acordo com o grau de rigidez do mercado imobiliário vis a vis com o mercado de trabalho.

Sendo assim, a Equação 4.2.1 foi estimada novamente considerando apenas uma amostra de casais residentes em domicílios próprios. Os resultados apresentados na coluna 1 da Tabela 4.2.4 mostram que o efeito de gênero sobre o tempo de *commuting* permanece: as mulheres apresentam menores chances que os homens de gastarem muito tempo no deslocamento ao trabalho. Por sua vez, a coluna 2 adiciona ao corte amostral de condição de ocupação do domicílio o de tempo no emprego, que considera apenas aqueles indivíduos que estavam no emprego atual há no máximo 3 anos. Esse corte se deve ao fato de que, já estando sendo considerada uma amostra de residentes em domicílios próprios, quanto menor o tempo em

³¹ No Brasil, há diversos custos associados com a venda de um imóvel, tais como o Imposto sobre Transações de Bens Imóveis (ITBI), recolhido pela prefeitura e cuja alíquota é de 4% do valor venal do imóvel, custos com o Cartório de Notas e o Cartório de Registro de Imóveis e custos de corretagem, que variam de 4% a 6% do valor do imóvel.

que se está empregado no trabalho atual, maiores as chances de que a decisão locacional da moradia tenha sido tomada antes da do emprego.

O coeficiente significativo e negativo encontrado nas duas colunas da tabela para a variável *mulher* indica que gênero segue figurando como fator determinante do tempo gasto no deslocamento casa-trabalho, de forma que as mulheres apresentam maiores chances de terem reduzidos tempos quando comparadas aos homens porque elas encontram emprego mais perto de casa. O cômputo dos efeitos marginais (Tabela 4.2.5) revela que as mulheres têm uma probabilidade 2,2 p.p maior que os homens de trabalhar a até 30 minutos de casa, enquanto esses têm uma chance 2,8 p.p. maior de encontrar um trabalho a mais de 1h de suas residências. Considerando apenas a subamostra de indivíduos que estavam no emprego há mais de 3 anos, verifica-se que os resultados pouco se alteram, com as mulheres apresentando 1,1 p.p a mais na probabilidade de trabalhar em casa (em contraste com 1,9 p.p da Coluna 1) e uma chance de 0,8 p.p abaixo dos homens de gastar entre 30 min e 1h no deslocamento pendular diário.

Tabela 4.2.4 – Gênero como condicionante do local do emprego – Apenas domicílios próprios

	(1) <i>Baseline</i>	(2) Tempo de emprego
mulher	-0.1238** (0.0138)	-0.0871** (0.0222)
μ_1	0.2297 (0.1527)	0.1647 (0.2375)
μ_2	1.7745** (0.1533)	1.7864** (0.2379)
μ_3	2.7694** (0.1533)	2.7903** (0.2381)
Observações	51,000	22,386
Controles	Sim	Sim
EF Região	Sim	Sim
EF Ano	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros-padrão robustos entre parênteses. Nível de significância: ** p<0.01, * p<0.05. Controles incluem todas as variáveis apresentadas na Equação 4.2.1.

Tabela 4.2.5 – Efeitos marginais para gênero como condicionante do local do emprego – Apenas domicílios próprios

	(1) <i>Baseline</i>	(2) Tempo de emprego
	mulher	mulher
Em casa	0.0195** (0.0022)	0.0115** (0.0030)
Até 30 min	0.0220** (0.0025)	0.0180** (0.0046)
30 min a 1h	-0.0134** (0.0015)	-0.0088** (0.0023)
Mais de 1h	-0.0281** (0.0031)	-0.0207** (0.0053)

Fonte: Elaboração própria. Erros-padrão robustos entre parênteses. Nível de significância: ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. Os efeitos marginais da dummy *mulher* foram obtidos para os modelos apresentados respectivamente nas colunas 1 e 2 da Tabela 4.2.5 e representam a média dos efeitos marginais das observações.

Os resultados apresentados nessa seção trouxeram evidências de que o diferencial de gênero no tempo de *commuting* de fato se faz presente na realidade brasileira quando se considera uma amostra de indivíduos casados residentes nas regiões metropolitanas. Ainda, as estimações revelaram que as essas diferenças são puxadas pelo grupo de indivíduos que tomam as decisões relativas ao mercado de trabalho *a posteriori* das decisões locacionais – ou seja, as mulheres estão escolhendo (deliberadamente ou não) trabalhar mais perto de casa do que os homens. A próxima seção se destina a compreender melhor como as responsabilidades domésticas podem explicar o diferencial no comportamento de viagens de homens e mulheres.

4.3 – A HIPÓTESE DA RESPONSABILIDADE DOMÉSTICA

A seção anterior mostrou, em linhas gerais, que gênero é um fator determinante no tempo de deslocamento ao trabalho dos indivíduos. De fato, o diferencial no tempo de *commuting* de homens e mulheres mostra-se robusto a diversos cenários testados, inclusive àqueles trazidos pela literatura como possíveis causas do problema, como a relação entre os salários de homens e mulheres e a segregação ocupacional por gênero. Diante disso, a terceira parte desse capítulo procura entender em que medida as responsabilidades com o lar justificam o comportamento divergente entre homens e mulheres no que diz respeito ao *commuting*.

Aqui, em oposição ao que é feito na vasta maioria da literatura sobre o tema, a validação da HRH será feita de forma explícita, isto é, através da inclusão de variáveis na equação do tempo de *commuting* que captem a quantidade de tempo dedicado aos afazeres domésticos e a divisão de responsabilidades na casa. Adicionalmente, a contribuição na renda agregada de cada indivíduo (que a literatura neoclássica chamaria de “poder de barganha”) será incorporada na análise com a finalidade de controlar seu efeito sobre o *commuting*. A importância da inclusão dessa variável na equação se dá devido a sua possível relação com a parcela de afazeres domésticos realizados por cada cônjuge (Becker, 1965; Manser e Brown, 1980; Lundberg e Pollak, 1994), de modo que sua não consideração pode viesar os resultados. Reconhece-se, contudo, a possível causalidade reversa entre essa variável e o tempo de deslocamento ao trabalho.

Sendo assim, para se testar o grau de importância da HRH em explicar o diferencial no tempo de *commuting* entre os gêneros, propõe-se a estimação da seguinte equação:

$$\begin{aligned} \text{commut}_i^* = & \beta_1 \text{mulher}_i + \beta_2 \text{safaz}_i + \beta_3 \text{afaz}_i + \beta_4 \text{srenda}_i + \gamma \text{controles}_i + \mathbf{d}_i + \mathbf{t}_i \\ & + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (4.3.1)$$

onde safaz_i , a participação do cônjuge i nos total de horas gastas com afazeres domésticos desempenhado pelo casal, é a medida de responsabilização³² do cuidado com o lar; afaz_i , o tempo (em horas semanais) que o indivíduo i dedica à realização desses trabalhos, atua como o efeito em nível dessa variável; e srenda_i , parcela que a renda total³³ auferida pelo cônjuge i tem na renda total do casal, entra como regressor adicional que busca controlar pelo efeito do poder de barganha na determinação do tempo de *commuting*. O vetor controles_i inclui todas as variáveis da Equação 4.2.1 já descritas na seção anterior, assim como termos $\mathbf{d}_i$ e $\mathbf{t}_i$.

Em um contexto onde a HRH tenha importância no diferencial de gênero no deslocamento ao trabalho, é de se esperar que a magnitude do coeficiente β_1 se reduza ou até mesmo deixe de ser significativa quando a variável safaz é inserida como regressor na equação. Considerando também que o poder de barganha age como contraponto das responsabilidades domésticas, acredita-se que essa variável será relevante para explicação do tempo de *commuting*.

Os resultados encontrados, apresentados na Tabela 4.3.1, fornecem evidências que

³² Essa métrica possibilita que a divisão de responsabilidades seja mensurada até mesmo naqueles domicílios onde se terceiriza serviços de limpeza ou de cuidado com as crianças

³³ Renda de todos os trabalhos somada à renda de outras fontes.

corroboram a HRH. A simples adição da variável de *share* dos afazeres domésticos na equação (coluna 1) já torna o coeficiente estimado para a dummy *mulher* não significativo, evidenciando que o diferencial do tempo de *commuting* está muito mais relacionado com os papéis desempenhados por cada gênero na unidade familiar do que com o gênero do cônjuge *per se*. Ainda, o valor negativo do coeficiente β_2 mostra que quanto mais um indivíduo for responsável pelo cuidado com a casa, menor é a chance d'ele apresentar longos tempos de deslocamento para o trabalho. A adição das variáveis de tempo dedicado aos afazeres domésticos (coluna 2) e de poder de barganha (coluna 3) não afeta a conclusão geral: gênero pouco tem a ver com tempo de *commuting* para a amostra estudada. Como esperado, o coeficiente estimado para poder de barganha tem um sinal positivo, significando que a responsabilidade com o sustento da casa está relacionada positivamente com o tempo de *commuting*.

Tabela 4.3.1 – A influência das responsabilidades domésticas no tempo de *commuting*

	(1)	(2)	(3)
mulher	-0.0196 (0.0155)	-0.0154 (0.0155)	0.0013 (0.0155)
safaz	-0.1779** (0.0021)	-0.1295** (0.0237)	-0.1174** (0.0239)
afaz		-0.0023** (0.0006)	-0.0023** (0.0006)
srenda			0.2779** (0.0509)
μ_1	0.2369 (0.1291)	0.2137 (0.1292)	0.0762 (0.1343)
μ_2	1.7917** (0.1297)	1.7692** (0.1298)	1.6321** (0.1348)
μ_3	2.7767** (0.1299)	2.7541** (0.1299)	2.6176** (0.1349)
Observações	69,668	69,668	69,668
Controles	Sim	Sim	Sim
EF Regional	Sim	Sim	Sim
EF Ano	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros-padrão robustos entre parênteses. Nível de significância: ** p<0.01, * p<0.05. Controles incluem todas as variáveis da Equação 4.2.1.

Nesse ponto, é pertinente se preocupar com a correlação entre as variáveis *safaz* e *mulher*, uma vez que a não significância da *dummy* de gênero poderia ser consequência tão somente de uma da altíssima correlação entre essas variáveis. Entretanto, conforme reportado na Tabela 2 no Apêndice A, a correlação de Pearson entre a variável *mulher* e o *share* dos afazeres domésticos gira em torno de 0,7, enquanto com o *share* da renda é de e -0,5. Apesar de existir uma correlação moderada entre as variáveis, ela não é alta o suficiente a ponto de

causar um desconforto com os resultados encontrados.

Para reforçar a conclusão de que é o grau de responsabilização com as atividades de cuidado com a casa e com os filhos que “rouba” o efeito de gênero, foram estimadas algumas outras especificações do modelo, sumarizadas nas Tabelas 4.3.2 e 4.3.3. Na primeira delas a importância da variável *safaz* é testada por meio da sua exclusão do modelo estimado (Equação 4.3.1). Se a HRH for mesmo o motivo derradeiro pelo qual homens e mulheres apresentam diferentes tempos de deslocamento ao trabalho, a supressão dessa variável do modelo implicará a significância do coeficiente β_1 , que se refere à *dummy* de gênero. Mesmo atuando como um teste de robustez para a HRH, os resultados trazem importantes *insights* sobre as demais variáveis. A coluna 1 da Tabela 4.3.2 mostra que, sozinho, o poder de barganha não consegue explicar a desigualdade no tempo de *commuting* entre homens e mulheres, enquanto a coluna 2 mostra que o efeito em nível do tempo gasto com atividades no lar, apesar de importante, também não justifica a totalidade do diferencial do comportamento de viagens a trabalho. Mesmo a adição de ambos os regressores na coluna 3 não é capaz de aniquilar o efeito de gênero, que permanece negativo e altamente significativo, apesar de reduzido.

Tabela 4.3.2 – A influência das responsabilidades domésticas no tempo de *commuting* – Robustez 1 – Testando a importância das variáveis de controle.

	(1)	(2)	(3)
mulher	-0.0884** (0.0120)	-0.0685** (0.0134)	-0.0454** (0.0134)
afaz		-0.0035** (0.0005)	-0.0034** (0.0005)
srenda	0.3081** (0.0508)		0.2967** (0.0507)
μ_1	0.1560 (0.1342)	0.2473 (0.1293)	0.0971 (0.1343)
μ_2	1.7101** (0.1347)	1.8022** (0.1298)	1.6526** (0.1348)
μ_3	2.6953** (0.1349)	2.7869** (0.1300)	2.6378** (0.1349)
Observações	69,668	69,668	69,668
Controles	Sim	Sim	Sim
EF Regional	Sim	Sim	Sim
EF Ano	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. Controles incluem todas as variáveis apresentadas na Equação 4.2.1.

Já o segundo teste de robustez tem como objetivo verificar a força dos regressores de interesse na ausência da variável de gênero. Esse teste é pertinente porque é possível que o efeito da

variável de *share* dos afazeres domésticos só exista na presença da variável de gênero e, portanto, ele não seria capaz de explicar por si mesmo as diferenças existentes entre homens e mulheres no que diz respeito ao tempo de deslocamento ao trabalho. A Tabela 4.3.3 mostra que a significância das responsabilidades domésticas perdura em todos os três cenários analisados: quando são consideradas no modelo apenas os controles básicos definidos pela Equação 4.2.1 (coluna 1), quando há a inclusão da variáveis de tempo dedicado aos afazeres domésticos (coluna 2) e quando considera-se também o poder de barganha (coluna 3).

Desse modo, pode-se concluir que o efeito das responsabilidades domésticas se sobrepõe ao de gênero na determinação do tempo de *commuting*, mesmo quando se leva em conta o poder de barganha (ou, posto de outra forma, o grau de responsabilidades com o sustento da casa) do indivíduo. O próximo passo consiste então em calcular os efeitos marginais para o modelo definido na Equação 4.3, cujos resultados estão sumarizados na Tabela 4.3.4.

Tabela 4.3.3 – A influência das responsabilidades domésticas no tempo de *commuting* – Robustez 2 – Testando a importância das variáveis de controle.

	(1)	(2)	(3)
safaz	-0.1951** (0.0157)	-0.1424** (0.0204)	-0.1163** (0.0205)
afaz		-0.0023** (0.0006)	-0.0023** (0.0006)
srenda			0.2773** (0.0507)
μ_1	0.2517* (0.1278)	0.2251 (0.1280)	0.0756 (0.1339)
μ_2	1.8065** (0.1284)	1.7805** (0.1286)	1.6315** (0.1344)
μ_3	2.7916** (0.1286)	2.7655** (0.1288)	2.6170** (0.1345)
Observações	69,668	69,668	69,668
Controles	Sim	Sim	Sim
EF Regional	Sim	Sim	Sim
EF Ano	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: ** p<0.01, * p<0.05. Controles incluem todas as variáveis apresentadas na Equação 4.2.1.

O quadro geral mostra que a magnitude da influência do poder de barganha é sempre maior que o de responsabilidades domésticas. O aumento de 1 p.p no *share* dos afazeres domésticos reduz a probabilidade de se deslocar por mais de 1h para o trabalho em 2,6 pp., enquanto o mesmo aumento na participação na renda total aumenta em 6,3 p.p. as chances do tempo de *commuting* ser superior a 1h, valor cerca de 2,5 vezes maior. Ainda, o aumento de 1% no

tempo dedicado aos afazeres domésticos está relacionado com um aumento de 0,5 p.p na probabilidade de se trabalhar em casa.

Tabela 4.3.4 – Efeitos marginais para a influência das responsabilidades domésticas no tempo de *commuting*

	Em casa	Até 30 min	30 min a 1h	Mais de 1h
mulher	-0.0002 (0.0024)	-0.0002 (0.0029)	0.0001 (0.0017)	0.0003 (0.0035)
safaz	0.0181** (0.0000)	0.0216** (0.0000)	-0.0130** (0.0000)	-0.0267** (0.0001)
afaz	0.0053** (0.0013)	0.0050** (0.0012)	-0.0039** (0.0010)	-0.0064** (0.0016)
srenda	-0.0430** (0.0001)	-0.0511** (0.0001)	0.0308** (0.0001)	0.0633** (0.0001)

Fonte: Elaboração própria. Erros-padrão robustos entre parênteses. Nível de significância: ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. Os efeitos marginais foram obtidos para o modelo apresentado na Coluna 3 da Tabela 4.2.1 e representam a média dos efeitos marginais das observações. Para a variável *afaz* foi computada a média da semi-elasticidade, isto é, $(dx/dy) \cdot (1/x)$.

Para verificar se os resultados acima podem ser atribuídos a outras causas que não unicamente a HRH, as especificações utilizadas como teste de robustez na seção anterior e apresentadas na Tabela 4.2.3 também foram estimadas nessas circunstâncias, cujos resultados estão na Tabela 4.3.5.

A não-significância do coeficiente estimado para a *dummy* de gênero é uma constante em todas especificações testadas, o que reforça o argumento de que o diferencial de *commuting* entre homens e mulheres pouco guarda relação com o gênero em si, mas muito com os papéis sociais que esses representam em uma família. Em contrapartida, *share* dos afazeres e da renda são sempre importantes para definir tempo de *commuting* de um indivíduo. Novamente, optou-se por não exibir os efeitos marginais para as especificações apresentadas por entender que o propósito delas se resume a validar a direção do efeito e sua importância na determinação do tempo de deslocamento ao trabalho.

Em linha com o que foi feito na seção anterior, o próximo passo é legitimar os resultados encontrados como sendo oriundos de um processo de escolha locacional onde a do sítio de empregos se deu *a posteriori* do de moradia. A coluna 1 da Tabela 4.3.6 apresenta a estimação do modelo para a subamostra de domicílios próprios, enquanto a coluna 2 restringe a amostra ainda mais ao considerar apenas indivíduos que estejam no emprego atual há até 3 anos.

Tabela 4.3.5 – A influência das responsabilidades domésticas no tempo de *commuting* – Diferentes controles e amostras

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Renda Relativa	Mesmo setor de atividade	Apenas setor de serviços	Não pobres	Infraestrutura completa	Entre 30 e 45 anos
mulher	0.0286 (0.0192)	-0.0117 (0.0215)	0.0167 (0.0279)	-0.0045 (0.0177)	-0.0021 (0.0177)	0.0047 (0.0247)
safaz	-0.1162** (0.0296)	-0.0934** (0.0347)	-0.0946** (0.0449)	-0.1116** (0.0276)	-0.0935** (0.0271)	-0.1232** (0.0368)
afaz	-0.0018* (0.0007)	-0.0015 (0.0009)	-0.0006 (0.0011)	-0.0019** (0.0007)	-0.0027** (0.0007)	-0.0022* (0.0009)
srenda	0.2071** (0.0647)	0.2441** (0.0786)	0.2567** (0.0933)	0.3459** (0.0575)	0.3149** (0.0576)	0.3448** (0.0849)
μ_1	-0.0585 (0.1911)	-0.1153 (0.2195)	-0.7754** (0.2668)	-0.3101 (0.1609)	-0.0386 (0.2298)	-0.6354 (0.6480)
μ_2	1.4839** (0.1913)	1.4542** (0.2197)	0.7615** (0.2668)	1.2529* (0.1615)	1.4682* (0.2302)	0.9184 (0.6483)
μ_3	2.4865** (0.1911)	2.4399** (0.2199)	1.7636** (0.2670)	2.2465* (0.1616)	2.4491* (0.2302)	1.9259** (0.6482)
Observações	42,861	29,272	17,000	50,198	49,444	27,872
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
EF Regional	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
EF Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: ** p<0.01, * p<0.05. Controles incluem todas as variáveis apresentadas na Equação 4.2.1.

Tabela 4.3.6 – A influência das responsabilidades domésticas no tempo de *commuting* – Apenas domicílios próprios

	(1) <i>Baseline</i>	(2) Tempo de emprego
mulher	-0.0067 (0.0181)	0.0369 (0.0302)
safaz	-0.1170** (0.0279)	-0.1384** (0.0441)
afaz	-0.0023** (0.0007)	-0.0012 (0.0009)
srenda	0.2963** (0.0568)	0.4089** (0.0926)
μ_1	-0.0098 (0.1572)	-0.0904 (0.2401)
μ_2	1.5373** (0.1577)	1.5341** (0.2402)
μ_3	2.5333** (0.1577)	2.5396** (0.2402)
Observações	51,000	22,386
Controles	Sim	Sim
EF Regional	Sim	Sim
EF Ano	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: ** p<0.01, * p<0.05. Controles incluem todas as variáveis apresentadas na Equação 4.2.1.

Examinando a amostra de casais que são proprietários do imóvel de moradia, vê-se que não há diferença de gênero no tempo de *commuting* dos indivíduos quando se leva em conta o tempo gasto com atividades no lar, a parcela de afazeres domésticos e o poder de barganha. Essas últimas duas variáveis, inclusive, se mostram fortemente significante nas duas subamostras, levando à conclusão de que maiores responsabilidades com os afazeres domésticos provocam uma busca por emprego em localidades mais próximas do domicílio, mesmo quando controlado pela responsabilidade com sustento da casa. Esse resultado é bastante relevante porque revela que se as normas sociais ditam que determinado gênero deve executar a maior parte das atividades domésticas, elas também prescrevem implicitamente que esse grupo estará espacialmente restrito na busca por emprego, uma vez que o *share* dos afazeres domésticos impõe uma limitação no tempo de deslocamento ao trabalho.

A Tabela 4.3.7 apresenta o cálculo dos efeitos marginais para essas duas especificações. O primeiro ponto de destaque é a consistência da magnitude do efeito das responsabilidades

domésticas em todas as quatro classes de tempo de deslocamento entre a amostra com todos os domicílios (Tabela 4.3.4) e a só com domicílios próprios. A título de exemplo, na estimação com todos os domicílios da amostra o efeito marginal médio da elevação em 1 p.p. do sobre a probabilidade de gastar até 30 minutos no deslocamento para o trabalho era de 2,1 p.p, enquanto na amostra de domicílios próprios esse efeito é de 2 p.p. Para a última classe de tempo, isto é, se deslocar mais que 1h, o efeito é em ambas as amostras de 2,6 p.p. O mesmo ocorre quando se analisa o *share* da renda, cujo efeito marginal para a classe de deslocamento de até 30 minutos era de -5,1 p.p na amostra completa e passa a ser de -5,2 p.p. quando se consideram apenas nos indivíduos residente em domicílios próprios. Essa robustez é válida ainda para a variável de tempo gasto nos afazeres domésticos, cujo efeito se mantém praticamente idêntico em todas as classes de tempo nas duas amostras aqui discutidas.

Contrastando os efeitos marginais da amostra de casais residentes em domicílios próprios com a de residentes em domicílios próprios que trabalham no emprego atual há até 3 anos, é possível ver um leve aumento (em módulo) dos efeitos marginais médios, que se manifesta de forma mais proeminente para a última classe de tempo (por exemplo, para a variável de poder de barganha, o efeito sai de 6,7 p.p na primeira amostra para 9,6 p.p na segunda). Para o segundo grupo, o aumento de 1 p.p. no share dos afazeres domésticos implica uma redução da probabilidade de gastar mais que 1h no deslocamento ao trabalho de surpreendentes 3,2 p.p.

Tabela 4.3.7 – Efeitos marginais para a influência da responsabilidade doméstica no tempo de *commuting* – Apenas domicílios próprios

	Em casa	Até 30 min	30 min a 1h	Mais de 1h
<i>Baseline</i>				
mulher	0.0010 (0.0028)	0.0012 (0.0032)	-0.0007 (0.0019)	-0.0015 (0.0041)
safaz	0.0184** (0.0044)	0.0207** (0.0049)	-0.0126** (0.0030)	-0.0265** (0.0063)
afaz	0.0053** (0.0016)	0.0047** (0.0013)	-0.0037** (0.0011)	-0.0063** (0.0018)
srenda	-0.0465** (0.0089)	-0.0523** (0.0100)	0.0318** (0.0061)	0.0670** (0.0129)
Tempo de emprego				
mulher	-0.0049 (0.0041)	-0.0075 (0.0061)	0.0037 (0.0031)	0.0087 (0.0071)
safaz	0.0185** (0.0059)	0.0283** (0.0090)	-0.0140** (0.0045)	-0.0328** (0.0104)
afaz	0.0027 (0.0021)	0.0033 (0.0025)	-0.0021 (0.0017)	-0.0039 (0.0030)
srenda	-0.0545**	-0.0837**	0.0414**	0.0968**

	(0.0124)	(0.0190)	(0.0094)	(0.0220)
--	----------	----------	----------	----------

Fonte: Elaboração própria. Erros-padrão robustos entre parênteses. Nível de significância: ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. Os efeitos marginais foram obtidos para as estimações apresentadas nas Colunas 1 e 2 da Tabela 4.3.6 e representam a média dos efeitos marginais das observações. Para a variável *afaz* foi computada a média da semi-elasticidade, isto é, $(dx/dy) \cdot (1/x)$.

Um recorte interessante que fornece bons *insights* acerca da validade da hipótese da responsabilidade doméstica diz respeito à presença de filhos no domicílio. Apesar de todos os resultados apresentados acima já levarem em consideração o número de filhos de cada faixa etária que residem no domicílio, eles não permitem que seja observada a heterogeneidade do efeito da presença de filhos sobre o gênero. Sendo assim, a Tabela 4.3.8 exibe os resultados da estimação do modelo reduzido (Equação 4.2.1) e do modelo completo (Equação 4.3.1) separadamente para casais com e sem filhos em suas residências³⁴.

Tabela 4.3.8 – A influência das responsabilidades domésticas no tempo de *commuting* por presença de filhos na residência

	Sem filhos		Com filhos	
	(1)	(2)	(3)	(4)
mulher	-0.0667** (0.0227)	0.0054 (0.0280)	-0.1314** (0.0141)	-0.0037 (0.0185)
safaz		-0.1111* (0.0471)		-0.1186** (0.0274)
afaz		-0.0005 (0.0013)		-0.0027** (0.0007)
srenda		0.2288* (0.1016)		0.2919** (0.0601)
μ_1	-0.0468 (0.2438)	-0.2442 (0.2577)	0.4998** (0.1580)	0.2292 (0.1637)
μ_2	1.5392** (0.2449)	1.3429** (0.2586)	2.0492** (0.1588)	1.7812** (0.1643)
μ_3	2.5486** (0.2456)	2.3528** (0.2592)	3.0292** (0.1589)	2.7622** (0.1644)
Observações	18,120	18,120	51,548	51,548
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
EF Regional	Sim	Sim	Sim	Sim
EF Ano	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. Controles incluem todas as variáveis apresentadas na Equação 4.2.1

A forte significância do coeficiente relativo à *dummy mulher* nas colunas 1 e 3 mostra que o

³⁴ Os resultados do teste de robustez realizado com a amostra contendo apenas casais residentes em domicílios próprios encontra-se na Tabela A3, no Apêndice A.

diferencial de gênero independe da presença de filhos quando não são levadas em consideração as divisões de responsabilidades entre os cônjuges. Contudo, uma vez que essas questões são incorporadas, o efeito de gênero é totalmente absorvido por elas. Vale destacar que a significância da variável de tempo dedicado aos afazeres domésticos (*afaz*) só existe na amostra de casais com filhos, o que pode ser decorrente de um agravamento da restrição temporal captada por essa variável, que advém da adição de tempo despendido no cuidado com os filhos, inexistente para o primeiro grupo.

O cômputo dos efeitos marginais, apresentado na Tabela 4.3.9 para o modelo reduzido e na Tabela 4.3.10 para o completo, permite a confrontar a grandeza dos coeficientes entre os dois grupos. Começando a análise com os resultados para o modelo reduzido, é possível verificar que a média dos efeitos marginais para a amostra de indivíduos com filhos são sempre maiores (em módulo) do que a de indivíduos sem filhos, corroborando o que postula a HRH: quanto maior o grau de responsabilidades domésticas das mulheres, aqui representado pela presença de filhos na casa, mais acentuado é o diferencial de gênero no tempo de *commuting*. Mulheres casadas com filhos exibem 3 p.p. a menos de chance que os homens de terem deslocamentos ao trabalho superiores a 1h, enquanto para o grupo de sem filhos esse valor é duas vezes menor.

Tabela 4.3.9 – Efeitos marginais para a influência do gênero no tempo de *commuting* – Por existência de filhos no domicílio

	(1) Sem filhos	(3) Com filhos
	mulher	mulher
Em casa	0.0100** (0.0034)	0.0205** (0.0022)
Até 30 min	0.0130** (0.0044)	0.0238** (0.0026)
30 min a 1h	-0.0081** (0.0028)	-0.0142** (0.0016)
Mais de 1h	-0.0149** (0.0051)	-0.0301** (0.0032)

Fonte: Elaboração própria. Erros-padrão robustos entre parênteses. Nível de significância: ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. Os efeitos marginais da dummy *mulher* foram obtidos para os modelos apresentados respectivamente nas colunas 1 e 3 da Tabela 4.3.8 e representam a média dos efeitos marginais das observações.

Voltando a atenção agora para o modelo completo, observa-se que o efeito marginal médio do *share* dos afazeres domésticos é bastante parecido para os dois grupos, oscilando entre 1,3 p.p. e 2,7 p.p. nas quatro classes de tempo. Essa similaridade reforça a tese de que a presença

de filhos afeta o *commuting* de homens e mulheres via responsabilidades domésticas, e é por isso que quando se leva em aspecto em consideração explicitamente na análise tem-se que o seu efeito é semelhante para os que têm e os que não têm filhos. Em relação ao poder de barganha, para os casais com filhos residentes no domicílio o seu efeito sobre a probabilidade de trabalhar em casa é 0,5 p.p. maior (em módulo) do que para os sem filhos, valor esse que sobe para 1,5 p.p. quando se analisam as chances de gastar mais de 1h no deslocamento.

Tabela 4.3.10 – Efeitos marginais para a influência das responsabilidades domésticas no tempo de *commuting* por existência de filhos no domicílio

	Em casa	Até 30 min	30 min a 1h	Mais de 1h
Sem filhos				
mulher	-0.0008 (0.0042)	-0.0011 (0.0054)	0.0007 (0.0034)	0.0012 (0.0062)
safaz	0.0166* (0.0070)	0.0216* (0.0092)	-0.0135* (0.0057)	-0.0247* (0.0105)
afaz	0.0009 (0.0025)	0.0010 (0.0028)	-0.0007 (0.0020)	-0.0012 (0.0032)
srenda	-0.0341* (0.0151)	-0.0446* (0.0198)	0.0278* (0.0123)	0.0509* (0.0226)
Com filhos				
mulher	0.0006 (0.0029)	0.0007 (0.0033)	-0.0004 (0.0020)	-0.0008 (0.0042)
safaz	0.0185** (0.0043)	0.0213** (0.0049)	-0.0127** (0.0029)	-0.0271** (0.0063)
afaz	0.0064** (0.0016)	0.0058** (0.0014)	-0.0045** (0.0011)	-0.0076** (0.0018)
srenda	-0.0454** (0.0094)	-0.0525** (0.0108)	0.0312** (0.0064)	0.0667** (0.0138)

Fonte: Elaboração própria. Erros-padrão robustos entre parênteses. Nível de significância: ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. Os efeitos marginais foram obtidos para os modelos apresentados nas colunas 2 e 4 da Tabela 4.3.8 e representam a média dos efeitos marginais das observações. Para a variável *afaz* foi computada a média da semi-elasticidade, isto é, $(dx/dy) \cdot (1/x)$.

Por fim, outro ponto relevante é a heterogeneidade dos efeitos da divisão de tarefas domésticas e do poder de barganha nas caudas da distribuição de renda. Tendo em vista que ricos e pobres realizam escolhas diferentes em relação à localização dos seus empregos e de suas moradias, bem como tendem a incorporar normas e padrões culturais com mais ou menos tenacidade, é de se esperar alguma diferença na importância dessas variáveis na determinação do tempo de *commuting* entre esses dois grupos. A fim de estudar tais

diferenças de comportamento, os modelos reduzido e completo foram também estimados para os 25% mais pobres e para os 25% mais ricos da amostra, com seus resultados exibidos na Tabela 4.3.11.

Analogamente ao contexto anterior, o efeito de gênero só existe quando não se traz para a análise o poder de barganha e a divisão das tarefas domésticas de cada cônjuge, conforme mostra a significância da variável *mulher* nas colunas 1 e 3, em contraste com o que é visto nas colunas 2 e 4. O mais interessante de tudo talvez seja o fato de que a desigualdade de gênero deixa de existir por razões distintas nos dois grupos. Enquanto para os mais pobres é a divisão de afazeres domésticos que se mostra significativa na determinação do tempo de *commuting*, para os que estão no último quartil de renda é o poder de barganha quem determina o membro do casal que se desloca mais. Certamente o resultado deriva do fato de que para esse último grupo há uma distribuição de afazeres mais igualitária entre os cônjuges e por isso o efeito que se sobressai na determinação do tempo de *commuting* é o da participação na renda, que é na média mais assimétrica entre os cônjuges, com o contrário acontecendo para os mais pobres.

Os efeitos marginais, apresentados na Tabela 4.3.12 para o modelo reduzido e na Tabela 4.3.13 para o completo, permitem a comparação entre os coeficientes estimados. Do modelo reduzido pode-se inferir que o efeito de gênero sobre o tempo de *commuting* é bastante semelhante nas duas pontas da distribuição de renda. Analisando essa relação em cada uma das quatro categorias de tempo, vê-se que as mulheres mais pobres da amostra têm cerca de 2,4 p.p. a mais de chances de gastarem até 30 minutos no deslocamento para o trabalho que os homens, valor praticamente idêntico ao das mais ricas. Alguma diferença entre os grupos de renda aparece nas duas últimas classes de tempo, onde as mulheres casadas que estão no primeiro quartil da distribuição de renda apresentam uma probabilidade de 1,3 p.p. e 3,2 p.p. menor que os homens de ter um tempo de *commuting* entre 30 minutos e 1h e superior a 1h, respectivamente, contra 2 p.p. e 2,6 p.p. das mais ricas.

Já a análise do modelo completo revela que o tamanho do efeito do poder de barganha para os ricos como determinante do tempo de deslocamento ao trabalho é, em média, duas vezes maior do que o efeito da divisão de responsabilidades domésticas para os pobres. Para o grupo dos mais pobres, o aumento de 1 p.p. na parcela de afazeres domésticos realizados aumenta em 2,4 p.p. as chances de ter um tempo de *commuting* inferior a 30 minutos, enquanto o aumento de 1 p.p. na parcela da renda agregada para os mais ricos diminui a probabilidade de

estar nessa classe de tempo em quase 5 p.p.

Tabela 4.3.11 – A influência das responsabilidades domésticas no tempo de *commuting* por faixa de renda

	25% pobres		25% ricos	
	(1)	(2)	(3)	(4)
mulher	-0.1395** (0.0227)	0.0016 (0.0317)	-0.1351** (0.0228)	-0.0479 (0.0283)
safaz		-0.1398** (0.0462)		-0.0801 (0.0472)
afaz		-0.0028** (0.0010)		-0.0031* (0.0013)
srenda		0.1713 (0.1231)		0.2788** (0.0823)
μ_1	1.0616** (0.2885)	0.8901** (0.3012)	-0.6819* (0.3039)	-0.9719** (0.3129)
μ_2	2.6250** (0.2905)	2.4566** (0.3031)	0.9197** (0.3041)	0.6322* (0.3128)
μ_3	3.6022** (0.2908)	3.4346** (0.3033)	1.9325** (0.3046)	1.6460** (0.3132)
Observações	19,470	19,470	15,796	15,796
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
EF Regional	Sim	Sim	Sim	Sim
EF Ano	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: ** p<0.01, * p<0.05. Controles incluem todas as variáveis apresentadas na Equação 4.2.1.

Tabela 4.3.12 – Efeitos marginais para a influência das responsabilidades domésticas no tempo de *commuting* por faixa de renda

	(1)	(3)
	25% pobres	25% ricos
	mulher	mulher
Em casa	0.0209** (0.0035)	0.0227** (0.0039)
Até 30 min	0.0244** (0.0040)	0.0242** (0.0041)
30 min a 1h	-0.0129** (0.0022)	-0.0205** (0.0035)
Mais de 1h	-0.0325** (0.0053)	-0.0264** (0.0045)

Obs: Erros-padrão robustos entre parênteses. Nível de significância: ** p<0.01, * p<0.05. Os efeitos marginais da dummy *mulher* foram obtidos para os modelos apresentados respectivamente nas colunas 1 e 3 da Tabela 4.3.11 e representam a média dos efeitos marginais das observações.

Tabela 4.3.13 – Efeitos marginais para a influência das responsabilidades domésticas no tempo de *commuting* por faixa de renda

	Em casa	Até 30 min	30 min a 1h	Mais de 1h
25% pobres				
mulher	-0.0002 (0.0047)	-0.0003 (0.0055)	0.0001 (0.0029)	0.0004 (0.0074)
safaz	0.0209** (0.0069)	0.0243** (0.0080)	-0.0127** (0.0042)	-0.0325** (0.0107)
afaz	0.0073** (0.0027)	0.0058** (0.0021)	-0.0047** (0.0017)	-0.0085** (0.0030)
srenda	-0.0256 (0.0002)	-0.0297 (0.0002)	0.0156 (0.0001)	0.0398 (0.0003)
25% ricos				
mulher	0.0080 (0.0047)	0.0086 (0.0051)	-0.0073 (0.0043)	-0.0094 (0.0055)
safaz	0.0134 (0.0079)	0.0143 (0.0084)	-0.0121 (0.0072)	-0.0156 (0.0092)
afaz	0.0060* (0.0026)	0.0052* (0.0021)	-0.0053* (0.0022)	-0.0059* (0.0024)
srenda	-0.0468** (0.0138)	-0.0497** (0.0147)	0.0422** (0.0125)	0.0544** (0.0161)

Fonte: Elaboração própria. Erros-padrão robustos entre parênteses. Nível de significância: ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. Os efeitos marginais foram obtidos para os modelos apresentados nas colunas 2 e 4 da Tabela 4.3.11 e representam a média dos efeitos marginais das observações. Para a variável *afaz* foi computada a média da semi-elasticidade, isto é, $(dx/dy) \cdot (1/x)$.

O conteúdo exposto nessa seção mostrou que gênero explica tempo de *commuting* entre os indivíduos casados apenas em um contexto onde não são levadas em consideração as responsabilidades que cada cônjuge tem no lar. Os resultados são robustos a todos os cortes amostrais aos quais os resultados foram submetidos, o que traz confiança nas conclusões inferidas a partir deles. Ainda, análise posterior foi desenvolvida para subamostras classificadas pela presença de filhos no domicílio e por renda. Na comparação de casais com e sem filhos é possível verificar que a divisão de tarefas tem efeito bastante semelhante para os dois grupos. Por outro lado, a análise por corte de renda revela um comportamento distinto entre pobres e ricos, sendo que para o primeiro grupo importa na determinação do *commuting* dos cônjuges a divisão das atividades domésticas e para o segundo, a renda agregada.

A quarta parte desse capítulo estudará como se dá a relação entre responsabilidades domésticas, barganha e *commuting* separadamente para cada gênero.

4.4 – O EFEITO DAS RESPONSABILIDADES DOMÉSTICAS SOBRE O TEMPO DE *COMMUTING* DE HOMENS E MULHERES

Até agora verificou-se que o diferencial do tempo de *commuting* entre homens e mulheres não é resultado do gênero *per se*, mas sim de fatores como a divisão de tarefas domésticas entre os cônjuges. Dando seguimento ao estudo da problemática trazida pela HRH, essa seção destina-se a compreender como a divisão de responsabilidades com o lar, o tempo gasto com afazeres domésticos e o poder de barganha afetam a determinação do tempo de *commuting* de homens e mulheres. Para tal, a Equação 4.2.1 será reestimada separadamente para os dois grupos, preservando, porém, a relação existente entre os cônjuges. Isso será feito através do uso do método conhecido como *Seemingly Unrelated Regression* (SUR) ou Probit Ordenado Bivariado, em que as equações de determinação do tempo de deslocamento para o trabalho são estimadas simultaneamente para cada membro do casal. Assim, todas as características não observáveis que sejam comuns ao casamento são capturadas nessa especificação, pois considera-se explicitamente a correlação existente entre os parceiros na determinação do tempo de *commuting*.

Antes de iniciar a discussão dos resultados é preciso compreender as suas limitações. Na seção anterior, onde foram introduzidas as variáveis de divisão de responsabilidades entre os cônjuges – seja ela de afazeres domésticos ou de renda – o ponto central da discussão era examinar até que ponto a consideração dessas variáveis mitigaria o efeito de gênero do tempo de *commuting*. Como aqui há, pela primeira vez, a pretensão de compreender a relação direta entre essas variáveis e o tempo gasto no deslocamento ao trabalho dos indivíduos, faz-se necessário discutir a construção da relação entre essas variáveis e o tempo de deslocamento ao trabalho.

Se a divisão de responsabilidades com a casa entre os cônjuges é, em grande medida, definida por normas sociais que se põem acima das decisões ocorridas no âmbito intrafamiliar, seguramente o mesmo não pode ser dito do tempo gasto com os afazeres domésticos, que é em parte endógeno em relação ao tempo de *commuting* por uma questão de restrição temporal. É natural que sobre menos tempo para realização de tarefas rotineiras para aqueles indivíduos que dedicam mais tempo se deslocando para o trabalho – e vice-versa, significando

que não é possível saber o sentido da causalidade entre as variáveis *afaz* e *commut* dentro da estrutura econométrica utilizada nesse trabalho³⁵.

Outro ponto de discussão é sobre a participação na renda. Como já explicitado anteriormente, o poder de barganha de cada indivíduo é incluído na regressão com o objetivo principal de limpar o efeito que o mesmo tem sobre a divisão de responsabilidades domésticas. Não parece claro, contudo, o sentido da causalidade do efeito sobre o *commuting*. Cônjuges com maior poder de barganha poderiam ter maior força quando da decisão locacional e por isso acabariam apresentando tempos de *commuting* menores quando comparados com seus parceiros. Por outro lado, a relação positiva entre *commuting* e renda faria com que fosse esperada uma relação de mesmo sentido da participação na renda e deslocamento ao trabalho. De fato, a dúbia relação entre renda e tempo de deslocamento impede que os resultados da variável de poder de barganha sejam interpretados como causalidade.

Dito isso, os primeiros resultados (Tabela 4.4.1) mostram que todas as três variáveis de interesse são relevantes para a determinação do tempo de *commuting* das mulheres, enquanto para os homens não parece ter importância o tempo gasto em afazeres domésticos. Esse resultado está em consonância com o tipo de atividade doméstica desempenhada por cada gênero, em que cabem às mulheres a realização das tarefas cotidianas, tais como lavar, cozinhar e cuidar dos filhos e aos homens restam aquelas que podem ser realizadas em dias não úteis e que, portanto, têm pouco impacto na sua restrição temporal diária. Na Tabela 4.4.2 estão reportados os efeitos marginais dessas estimações.

Tabela 4.4.1 – A influência das responsabilidades domésticas no tempo de *commuting* dos cônjuges por gênero

	(1) Mulher	(2) Homem
safaz	-0.0829* (0.0360)	-0.1251** (0.0453)
afaz	-0.0028** (0.0006)	0.0002 (0.0012)
srenda	0.4538** (0.0798)	0.2055** (0.0679)
μ_1	0.3296 (0.1765)	-0.6139** (0.1884)
μ_2	1.9279** (0.1768)	0.9561** (0.1885)
μ_3	2.8889**	1.9755**

³⁵ Gimenez e Nadal (2016) utilizam da técnica de Propensity Score Matching para trazer exogeneidade à variável de tempo gasto com afazeres domésticos.

	(0.1722)	(0.1886)
<i>atanhrho</i>	0.3037**	
	(0.0094)	
Observações	34,834	34,834
Controles	Sim	Sim
EF Regional	Sim	Sim
EF Ano	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. Controles incluem todas as variáveis apresentadas na Equação 4.2.1.

Tabela 4.4.2 – Efeitos marginais para a influência das responsabilidades domésticas no tempo de *commuting* por gênero

	Em casa	Até 30 min	30 min a 1h	Mais de 1h
Mulheres				
safaz	0.0133*	0.0135*	-0.0085*	-0.0183*
	(0.0058)	(0.0058)	(0.0037)	(0.0079)
afaz	0.0098**	0.0085**	-0.0062**	-0.0120**
	(0.0022)	(0.0018)	(0.0014)	(0.0026)
srenda	-0.0727**	-0.0737**	0.0463**	0.1001**
	(0.0128)	(0.0130)	(0.0082)	(0.0176)
Homens				
safaz	0.0168**	0.0274**	-0.0145**	-0.0297**
	(0.0061)	(0.0099)	(0.0052)	(0.0108)
afaz	-0.0002	-0.0003	0.0002	0.0003
	(0.0010)	(0.0016)	(0.0009)	(0.0017)
srenda	-0.0276**	-0.0449**	0.0238**	0.0488**
	(0.0091)	(0.0148)	(0.0078)	(0.0161)

Fonte: Elaboração própria. Erros-padrão robustos entre parênteses. Nível de significância: ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. Os efeitos marginais foram obtidos para o modelo apresentado na Tabela 4.4.1 e representam a média dos efeitos marginais das observações. Para a variável *afaz* foi computada a média da semi-elasticidade, isto é, $(dx/dy) \cdot (1/x)$.

Depreende-se dos resultados que o efeito da parcela de afazeres domésticos sobre o tempo de *commuting* é mais intenso para os homens do que para as mulheres, certamente fruto da normativa divisão assimétrica de gênero nas responsabilidades familiares, que naturalmente já apenas mais o segundo grupo. O aumento de 1 p.p. nas responsabilidades com a casa para as mulheres – que necessariamente implica em uma diminuição de mesma magnitude na responsabilidade do seu cônjuge – reflete-se em uma queda de 1,8 p.p. na probabilidade de gastar mais que 1h no trânsito até o trabalho, valor esse que é de 2,9 p.p. para os homens. Mais notável ainda é o efeito da contribuição na renda do casal, que para certas classes de tempo chega a ser sete vezes maior que o discutido anteriormente. Para as mulheres, o

aumento de 1 p.p. na sua contribuição na renda do casal está relacionado com a redução de 7,3 p.p. na probabilidade de trabalhar em casa, em contraposto com o efeito de 2,7 p.p. para os homens. Por fim, o aumento de 1% no tempo gasto em afazeres domésticos para as mulheres está relacionado com uma queda de 1,2 p.p. nas chances de se deslocar mais de 1h para trabalho.

As evidências encontradas de que a parcela de responsabilidades domésticas tem um efeito maior para os homens do que para as mulheres na determinação do tempo de *commuting* pode estar intrinsecamente relacionado a essa conjuntura, onde quaisquer aumentos na parcela de responsabilidades com a casa significa uma mudança no tipo de atividade desempenha por eles, que deixa de ser esporádica e passa a ser discricionária.

Para finalmente entender se as responsabilidades domésticas impõem uma restrição espacial na busca por emprego para as mulheres, as regressões apresentadas acima foram reestimadas para a subamostra de casais que residem em domicílios próprios – que, conforme argumentado nas seções anteriores, são aqueles que presumivelmente escolheram o local do emprego a partir do seu local de moradia. Os resultados, apresentados na Tabela 4.4.3, mostram que a HRH é válida e dita o quão longe as mulheres são capazes de ir em busca de empregos, de modo que quanto mais responsabilidades estas assumem em casa, menores as chances de gastarem longos tempos no deslocamento ao trabalho, como pode ser visto pelo coeficiente negativo e significativo do *share* dos afazeres domésticos na Coluna 1. Por outro lado, apenas a participação na renda agregada guarda relação com tempo de *commuting* dos homens, apresentando o sinal positivo já esperado.

Por fim, a Tabela 4.4.4 reporta os efeitos marginais das variáveis de interesse para essa especificação. A magnitude do efeito de 1 p.p. da parcela de responsabilidades domésticas para as mulheres gira em torno de 2 p.p., sendo mais forte nas caudas das classes de tempo. A contribuição na renda, por sua vez, apresenta relação bem mais intensa com o tempo de deslocamento e chega a superar a dos homens em 4 p.p. para a probabilidade de se deslocar mais de 1h ao trabalho.

Tabela 4.4.3 – Robustez para a influência das responsabilidades domésticas no tempo de *commuting* dos cônjuges por gênero – Apenas domicílios próprios

	(1)	(2)
	Mulher	Homem
safaz	-0.0913*	-0.0976
	(0.0420)	(0.0524)
afaz	-0.0030**	0.0002
	(0.0007)	(0.0013)
srenda	0.4436**	0.2513**
	(0.0918)	(0.0766)
μ_1	0.2233	-0.6954**
	(0.2075)	(0.2195)
μ_2	1.7960**	0.8814**
	(0.2078)	(0.2195)
μ_3	2.7656**	1.9140**
	(0.2085)	(0.2196)
atanhrho	0.3065**	
	(0.0109)	
Observações	25,500	25,500
Controles	Sim	Sim
EF Regional	Sim	Sim
EF Ano	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: ** p<0.01, * p<0.05. Controles incluem todas as variáveis apresentadas na Equação 4.2.1.

Tabela 4.4.4 – Efeitos marginais para a influência das responsabilidades domésticas no tempo de *commuting* por gênero – apenas domicílios próprios

	Em casa	Até 30 min	30 min a 1h	Mais de 1h
Mulheres				
safaz	0.0151*	0.0140*	-0.0091*	-0.0199*
	(0.0069)	(0.0064)	(0.0042)	(0.0092)
afaz	0.0108**	0.0084**	-0.0066**	-0.0127**
	(0.0026)	(0.0020)	(0.0016)	(0.0030)
srenda	-0.0733**	-0.0679**	0.0444**	0.0969**
	(0.0152)	(0.0141)	(0.0092)	(0.0201)
Homens				
safaz	0.0131	0.0207	-0.0109	-0.0230
	(0.0070)	(0.0111)	(0.0058)	(0.0124)
afaz	-0.0001	-0.0002	0.0001	0.0002
	(0.0011)	(0.0017)	(0.0010)	(0.0018)
srenda	-0.0338**	-0.0534**	0.0279**	0.0593**
	(0.0103)	(0.0163)	(0.0085)	(0.0181)

Fonte: Elaboração própria. Erros-padrão robustos entre parênteses. Nível de significância: ** p<0.01, * p<0.05. Os efeitos marginais foram obtidos para o modelo apresentado na Tabela 4.4.1 e representam a média dos efeitos

marginais das observações. Para a variável *afaz* foi computada a média da semi-elasticidade, isto é, $(dx/dy) \cdot (1/x)$.

As duas sessões que se seguem tornam a atenção para a relação entre normas sociais, divisão de responsabilidades domésticas e mobilidade espacial, e para isso introduz no estudo casais formados por indivíduos do mesmo sexo, tecendo uma série de comparações do comportamento de viagem destes com os casais heterossexuais.

4.5 – NORMAIS SOCIAIS, DIVISÃO DE AFAZERES DOMÉSTICOS E TEMPO DE *COMMUTING*

A penúltima seção desse capítulo destina-se a trazer evidências acerca da importância das normas sociais na determinação do tempo de *commuting* dos indivíduos. Sob a premissa de que os papéis sociais desempenhados por cônjuges em casais homossexuais são menos rígidos – e, portanto, a divisão de afazeres domésticos pode ser mais igualitária – essa seção busca compreender como a interação entre indivíduos do mesmo sexo em um casamento difere daquela que ocorre entre indivíduos do sexo oposto no que diz respeito aos comportamento de viagens.

Por não ser possível fazer a identificação direta de casais gays através da pesquisa da PNAD, a base de dados utilizada a partir dessa seção passa a ser o censo demográfico de 2010. Por isso, perde-se aqui a capacidade de incluir na análise as variáveis de uso do tempo com trabalho não pago e de turno da jornada de trabalho, bem como de realizar os recortes por tempo no emprego atual. A amostra utilizada inclui todos os casais³⁶ (heterossexuais e homossexuais) residentes nas áreas urbanas das RM brasileiras em que os dois cônjuges possuem entre 18 e 65 anos de idade na data de referência e estejam inseridos no mercado de trabalho. Analogamente às seções anteriores, aqui também foram desconsiderados todos aqueles casais em que ao menos um dos cônjuges estava envolvido em atividades agrícolas, militares ou no setor público, bem como aqueles que declararam não ter recebido rendimentos em dinheiro no mês de referência. Como feito na base de dados da PNAD, foram descartados todos os casais em que ao menos um dos cônjuges trabalhou mais de 75h semanais. Por fim, para reduzir o viés de escolha residencial de gays e héteros, foram considerados na amostra

³⁶ Assim como na seção anterior, deve-se entender como um casal como quaisquer o pareamento de chefes e cônjuges residentes em um mesmo domicílio, não sendo necessária, portanto, a formalização da relação perante a justiça para que os indivíduos sejam considerados casados no contexto desse trabalho.

somente os casais residentes nas áreas de ponderação³⁷ em que havia ao menos um casal gay. A base de dados final contém uma amostra de 69,173 casais, sendo 878 deles homossexuais, totalizando 138,346 indivíduos, dos quais 69,259 são homens e 69,087 mulheres.

A argumentação exposta no Capítulo 2 indicou que as normais sociais são as grandes responsáveis pela assimetria na divisão de trabalhos domésticos entre homens e mulheres. Tal afirmação só é válida, contudo, dentro de um contexto onde os relacionamentos acontecem entre pessoas do sexo oposto, uma vez que os papéis sociais atribuídos a homens e mulheres levam em consideração que eles se relacionam entre si. Nesse aspecto, casais formados por indivíduos do mesmo sexo não estariam sujeitos às pressões normativas de gênero enfrentadas pelos indivíduos em um relacionamento heterossexual, o que poderia se refletir em melhor divisão das responsabilidades domésticas e, segundo o que postula a HRH, em tempos de deslocamento ao trabalho mais semelhantes entre os cônjuges. Assim, a última seção desse capítulo tem como objetivo verificar se indivíduos em relacionamentos homossexuais têm maiores chances de apresentarem o mesmo tempo de *commuting* de seus cônjuges. Para tanto, a seguinte equação será estimada:

$$\begin{aligned} icommut_i^* = & \beta_1 homo_i + \beta_2 idade_i + \beta_4 chefe_i + \beta_5 branco_i + \beta_6 migrante_i \\ & + \sum_e \beta_7^e educ_i^e + \beta_8 trabpago_i + \sum_p \beta_9^p empreg_i^p + \sum_a \beta_{10}^a ativ_i^a \\ & + \beta_{11} lrenda_i + \sum_r \beta_{12}^r rendapc_i^r + \sum_y \beta_{13}^y nfilhos_i^y + \beta_{14} depend_i \\ & + \beta_{15} casa_i + \beta_{18} ndormit_i + \beta_{19} nbanh_i + \beta_{20} carro_i + \beta_{21} moto_i + \mathbf{d}_i \\ & + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Onde *icommut* é uma variável indicadora que recebe 1 se os cônjuges do casal *i* apresentam o mesmo tempo de *commuting* e 0, caso contrário. Como o tempo de *commuting* é coletado como uma variável categórica, a variável receberá o valor 1 somente se ambos os cônjuges reportarem a mesma classe de tempo de deslocamento ao trabalho. À exceção da variável *homo*, identificadora de casais do mesmo sexo, as demais variáveis, que a partir de agora serão denominadas de controles, seguem a construção já explicitada anteriormente, com a distinção de que agora são consideradas na equação as características dos dois membros do

³⁷ Utilizou-se como unidade geográfica de sítio residencial as áreas de ponderação definidas no Censo.

casal (por exemplo, em $idade_i$ estão incluídas como duas variáveis distintas as idades do cônjuge 1 e do cônjuge 2 do casal i). Note que nessa especificação há apenas o efeito fixo regional (d_i), uma vez que a base de dados do CENSO abrange um único ano (2010).

A descrição completa de todas as variáveis, bem como as estatísticas descritivas das mesmas, está apresentada nos Apêndice A e B, respectivamente. Aqui, quaisquer diferenças no comportamento de viagens dos cônjuges de casais formados por indivíduos do mesmo sexo em relação aos de sexo oposto serão captados pela significância do β_2 . Os primeiros resultados estão apresentados na Tabela 4.5.1.

Tabela 4.5.1 – Normas sociais e a igualdade no tempo de *commuting* dos cônjuges

	(1) <i>Baseline</i>	(2) Socioeconômicos	(3) Completo
homo	0.0906* (0.0487)	0.0826* (0.0490)	0.0863* (0.0491)
μ	-0.0832 (0.1442)	-1.0361*** (0.1807)	-0.9528*** (0.1868)
Observações	69,173	69,173	69,173
EF Regional	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.³⁸

Para entender a importância das normas sociais, os regressores da Equação 4.6.1 foram sendo adicionados paulatinamente à regressão. Na primeira coluna regrediu-se variável que identifica a igualdade do tempo de *commuting* entre os cônjuges apenas contra a *dummy* identificadora de casal do mesmo sexo. Nas colunas 2 e 3 foram sendo adicionados os demais controles especificados na Equação 4.5.1, primeiramente somente os controles socioeconômicos (Equação 4.5.1, todas as variáveis de *idade* à *nbanh*) e por fim o modal de transporte disponível no domicílio do casal. Em todas as três especificações o coeficiente estimado para a variável *homo* é significativo e positivo, indicando que os casais formados por cônjuges do mesmo sexo têm maiores chances de apresentarem o mesmo tempo de *commuting*. Dados os controles inseridos na equação, se o único canal que diferencia casais hétero e homossexuais é o conjunto de normas sociais ao qual os cônjuges estão submetidos, pode-se afirmar que um afrouxamento dos papéis sociais tem efeitos positivos sobre a igualdade no comportamento de viagens à trabalho entre os cônjuges.

Em nenhuma das três especificações acima levou-se em consideração a contribuição de cada

³⁸ Devido ao número de observações de casais do mesmo sexo, que representa apenas 0,5% da amostra, os níveis de significância nessa seção e na próxima passaram a incluir 10%.

um dos cônjuges na renda do casal, fator que já se mostrou relevante na determinação do tempo de *commuting* nas seções anteriores. Assim, a Tabela 4.5.2 inclui nas estimações a variável $srenda_i$, isto é, a participação de cada um dos cônjuges na renda agregada. A coluna 1 exibe os resultados para a amostra completa de casais, enquanto a coluna 2 restringe a amostra a apenas casais residentes em domicílios próprios.

A significância do coeficiente relativo à variável *homo* permanece em ambos os casos, trazendo certa robustez aos resultados apresentados na tabela anterior. Por outro lado, em nenhum dos dois casos as variáveis relativas ao poder de barganha se mostram relevante na igualdade do tempo de deslocamento ao trabalho entre os cônjuges. Em particular, os resultados para a amostra de domicílios próprios permitem estabelecer o *timing* entre a escolha locacional e de emprego. Dentre aqueles casais que escolheram o sítio de emprego após o de moradia, os de mesmo sexo têm maior chance de apresentar o mesmo tempo de *commuting*. De fato, cônjuges de casais homossexuais têm uma probabilidade 5,3 p.p. maior de declarem gastar o mesmo tempo para chegar ao trabalho diariamente, quando comparados com casais heterossexuais, como mostra o a coluna 2 da Tabela 4.5.3. Esse efeito é mais acentuado do que quando se considera a amostra que inclui casais que têm maior chance de terem escolhido seu local de residência após o de moradia (que residem em domicílios alugados).

Tabela 4.5.2 – Normas sociais e a igualdade no tempo de *commuting* dos cônjuges – Robustez 1

	(1) Completo	(2) Próprios
<i>homo</i>	0.0862* (0.0491)	0.1493** (0.0689)
<i>srenda_cj1</i>	-0.0502 (0.0597)	0.0069 (0.0685)
<i>srenda_cj2</i>	0.0272 (0.0654)	0.0539 (0.0751)
μ	-0.9493*** (0.1883)	-0.8476*** (0.2119)
Observações	69,173	49,996
Controles	Sim	Sim
EF Localização	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Controles incluem todas as variáveis apresentadas na Equação 4.5.1. O termo ‘completo’ de refere à

amostra com casais residentes em domicílios próprios e alugados

Tabela 4.5.3 – Efeitos marginais para a relação entre normas sociais e a igualdade no tempo de *commuting* dos cônjuges – incorporando o poder de barganha

	(1) Completo	(2) Próprios
homo	0.0309* (0.0173)	0.0526** (0.0236)
srenda_cj1	-0.0182 (0.0217)	0.0025 (0.0247)
srenda_cj2	0.0099 (0.0237)	0.0195 (0.0271)

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. O termo ‘completo’ de refere à amostra com casais residentes em domicílios próprios e alugados.

A amostra de casais heterossexuais pode ser muito mais heterogênea do que a de homossexuais, de modo que os resultados acima podem ser consequência não do afrouxamento dos papéis sociais, mas do fato de que casais do mesmo sexo são mais parecidos entre si no que diz respeito a variáveis-chave no mercado de trabalho. Por exemplo, se é verdade que homens e mulheres tendem a ocupar posições em diferentes setores de atividades no mercado e que tais setores podem estar distribuídos não uniformemente no espaço urbano, casais do mesmo sexo apresentariam maiores chances de ter o mesmo tempo de *commuting* tão somente porque teriam maiores chances de ambos os cônjuges estarem engajados no mesmo setor de atividade. Raciocínio semelhante cabe ao regime de trabalho (formal, informal etc.) ou ao nível de escolaridade, que afetam diretamente o tipo de emprego que cada indivíduo é capaz de conseguir – e, portanto, o local no espaço urbano para onde o deslocamento diário é realizado. A fim de garantir que os resultados não são decorrentes dessas questões, a Equação 4.5.1 foi reestimada considerando apenas o grupo de casais semelhantes, isto é, casais cujos cônjuges trabalham o mesmo número de horas semanais³⁹, no mesmo setor de atividade, sob o mesmo regime de emprego e possuem o mesmo nível de escolaridade. Ao restringir a amostra para esse grupo, tenta-se garantir que os efeitos encontrados não são provenientes de assimetrias entre gays e héteros no mercado de trabalho. Os resultados, apresentados já em termos de efeitos marginais, estão na Tabela 4.5.4.

Comparando os resultados com os da Tabela 4.5.5, vê-se que o efeito da ausência de normas sociais se intensifica, tanto considerando a amostra completa quanto a de domicílios próprios. Quando se considera o grupo de casais semelhantes que escolheram o local de trabalho depois da moradia, aqueles que se relacionam com indivíduos do mesmo sexo apresentam 6,4 p.p. a

³⁹ A diferença de horas trabalhadas semanais entre os cônjuges é inferior a 4.

mais de chance de deslocar-se pelo mesmo tempo até o emprego – ou, posto de outra forma, de não apresentarem diferenças na mobilidade espacial na busca por emprego.

Tabela 4.5.4 – Efeitos marginais para a relação entre normas sociais e a igualdade no tempo de *commuting* dos cônjuges – Robustez 1 – Apenas casais semelhantes

	(1) Completo	(2) Próprios
homo	0.0524*** (0.0200)	0.0638** (0.0259)
srenda_cj1	0.0175 (0.0369)	0.0525 (0.0425)
srenda_cj2	0.0342 (0.0413)	0.0332 (0.0478)
Observações	17,598	12,406

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. O termo ‘completo’ de refere à amostra com casais residentes em domicílios próprios e alugados

Finalmente, a última especificação esmiúça o comportamento do gênero nas relações entre indivíduos do mesmo sexo, desmembrando o grupo de casais homossexuais entre aqueles formados por dois homens (*homo_homem*) e aqueles formados por duas mulheres (*homo_mulher*). Os resultados, novamente já apresentados em termos de efeitos marginais para a amostra completa e para a de casais residentes em domicílios próprios, estão na Tabela 4.5.5.

Ao que tudo indica, os resultados encontrados nessa seção são puxados pelos casais formados por duas mulheres que, quando comparados com os casais heterossexuais, apresentam uma probabilidade de quase 7 p.p. a mais em ter o mesmo tempo de *commuting*. Tendo em vista que, quando comparadas com os homens, as mulheres apresentam maiores chances de fazerem deslocamentos mais curtos, surge a necessidade de explorar se o comportamento mais igualitário encontrado para as mulheres significa que ambas estão espacialmente restritas ou se, por conseguirem driblar os seus papéis de gênero em um casamento heterossexual, elas conseguem ter melhor acesso aos centros de emprego. O tema será abordado na próxima e última seção do capítulo.

Um último ponto diz respeito ao coeficiente de *homo_homem*. Embora ele não tenha se mostrado significativo, não é prudente afirmar que para o grupo de homens gays o efeito das normas sociais inexistente, pois dado que a amostra de casais do mesmo sexo é muito pequena

comparativamente com a de sexo oposto, a confiança nos resultados vem apenas quando se encontra um coeficiente significativo.

Tabela 4.5.5 – Efeitos marginais para a relação entre normas sociais e a igualdade no tempo de *commuting* dos cônjuges – Robustez 2 – Por tipo de casal

	(1) Completo	(2) Próprios
homo_mulher	0.0468* (0.0249)	0.0688** (0.0332)
homo_homem	0.0180 (0.0238)	0.0390 (0.0330)
srenda_cj1	-0.0185 (0.0217)	0.0022 (0.0247)
srenda_cj2	0.0098 (0.0237)	0.0194 (0.0271)
Observações	69,173	49,996

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. O termo ‘completo’ de refere à amostra com casais residentes em domicílios próprios e alugados

4.6 – O PAPEL DAS NORMAIS SOCIAIS NO DIFERENCIAL DE GÊNERO DO TEMPO DE *COMMUTING*

A seção anterior mostrou que casais formados por cônjuges do mesmo sexo apresentam maior chance de serem mais igualitários no que concerne ao comportamento de viagens a trabalho, resultado esse que se intensifica quando se examina o subgrupo de indivíduos escolhem o seu sítio de trabalho condicional à decisão prévia do local de moradia. Se parte da problemática que gira em torno da HRH e do papel das normas sociais no diferencial de gênero no tempo de *commuting* é a restrição espacial na busca por emprego, é fundamental analisar se a similaridade no comportamento de viagem presente nos casais homossexuais está atrelada a algum tipo de limitação de mobilidade, de modo que, apesar de mais igualitários, eles não estão se movendo no espaço urbano com tanta liberdade.

Uma forma de testar essa hipótese é através da replicação dos resultados da Seção 4.3, mas considerando agora uma amostra que inclui também casais do mesmo sexo, onde o tipo de relacionamento de cada indivíduo atua como *proxy* do seu papel social no casamento. Assim, a equação a ser estimada é dada por:

$$commut_i^* = \beta_1 homem_hetero_i + \beta_2 homem_homo_i + \beta_3 mulher_homo_i + \beta_4 srenda_i + \gamma controles_i + d_i + \varepsilon_i \quad (4.6.1)$$

Em que $homem_hetero_i$ identifica se o indivíduo i é um homem casado com uma mulher, $homem_homo_i$, se um homem casado com outro homem e $mulher_homo_i$ se uma mulher casada com outra mulher. Como o foco em compreender especificamente a diferença entre os papéis sociais atribuídos ao gênero feminino em um casamento, a equação deixa como grupo de referência as mulheres envolvidas em relacionamentos com o sexo oposto, de forma que todos os outros grupos podem ser comparados diretamente com elas. O vetor *controles* inclui todas as variáveis utilizadas como controles na seção anterior e d segue sendo o vetor de efeito fixo regional. Os resultados da estimação estão apresentados na Tabela 4.6.1.

Em linhas gerais, as evidências sugerem que todos os grupos se deslocam mais tempo para chegar ao trabalho do que as mulheres casadas com homens, como pode ser visto pelos coeficientes positivos e significantes das variáveis *homem_hetero*, *homem_homo* e *mulher_homo*. Os resultados, que são robustos à inclusão das variáveis socioeconômicas (coluna 2) e de mobilidade (coluna 3), bem como ao efeito fixo regional que identifica em que local da cidade o casal reside, mostram que as normas sociais atuam em detrimento da mobilidade da mulher heterossexual, aqui medida pelo tempo gasto para se locomover no espaço até o seu emprego.

Os efeitos marginais para a especificação completa, exibidos na Tabela 4.6.2, mostram que quando uma mulher se relaciona com outra mulher ela apresenta cerca de 2,8 p.p. a mais de chances de gastar mais que 1h no tempo de deslocamento ao trabalho quando comparada com uma mulher que se relaciona com um homem, valor superior aos 2,5 p.p da comparação entre homens homossexuais e mulheres heterossexuais. Como esperado, o efeito é levemente mais forte quando da comparação direta entre homens e mulheres heterossexuais, que gira em torno de 3,2 p.p. para a mesma classe de tempo analisada previamente.

Tabela 4.6.1 – Influência do gênero no tempo de *commuting* – por tipo de relacionamento

	(1) <i>Baseline</i>	(2) Socioeconômico	(3) Completo
homem_hetero	0.1927*** (0.0043)	0.1721*** (0.0057)	0.1588*** (0.0057)
homem_homo	0.2372*** (0.0482)	0.1645*** (0.0505)	0.1267** (0.0508)
mulher_homo	0.1871*** (0.0573)	0.1741*** (0.0573)	0.1373** (0.0575)
srenda			0.1164*** (0.0264)
μ_1	-1.1302*** (0.1092)	-0.1422 (0.1189)	-0.2134* (0.1225)
μ_2	-0.0940 (0.1092)	0.9650*** (0.1190)	0.8950*** (0.1225)
μ_3	0.7344*** (0.1092)	1.8400*** (0.1191)	1.7720*** (0.1226)
Observações	138,346	138,346	138,346
EF Regional	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Tabela 4.6.2 – Efeitos marginais para a influência do gênero no tempo de *commuting* – por tipo de relacionamento

	Em casa	Até 30 min	30 min a 1h	Mais de 1h
homem_hetero	-0.0441*** (0.0016)	-0.0109*** (0.0004)	0.0229*** (0.0008)	0.0321*** (0.0012)
homem_homo	-0.0352** (0.0141)	-0.0087** (0.0035)	0.0183** (0.0073)	0.0256** (0.0103)
mulher_homo	-0.0382** (0.0160)	-0.0094** (0.0039)	0.0198** (0.0083)	0.0278** (0.0116)
srenda	-0.0324*** (0.0073)	-0.0080*** (0.0018)	0.0168*** (0.0038)	0.0236*** (0.0053)

A robustez dos resultados é buscada, mais uma vez, através da reestimação do modelo para diferentes amostras. Em oposição ao que foi feito na Seção 4.3, optou-se aqui por deixar de lado o corte amostral por idade e substituir o mesmo por um de renda, onde trabalhou-se apenas com a subamostra de casais de classe média (aqueles que estão entre o segundo e o terceiro quartis na distribuição de renda). A necessidade desse recorte amostral vem das diferenças de renda entre casais homossexuais e casais heterossexuais, pois o primeiro grupo apresenta uma distribuição de renda muito mais assimétrica para a direita do que o segundo, ou seja, na distribuição geral da renda, há proporcionalmente mais casais ricos entre os gays do que entre os casais do mesmo sexo. Assim, ao desconsiderar as caudas da distribuição de

renda é possível trazer mais suporte aos resultados encontrados.

Os resultados falham em se manterem significantes para dois dos seis testes de robustez realizados – o de infraestrutura completa e o de mesmo setor de atividade. Para essas subamostras, não há evidências de que as mulheres homossexuais apresentam diferente duração no deslocamento ao trabalho do que as heterossexuais, apesar do efeito se sustentar na comparação com homens, estejam eles envolvidos em relacionamentos com mulheres ou com outros homens. Isso pode acontecer porque a amostra de casais do mesmo sexo já é muito pequena, o que faz com que qualquer corte amostral diminua ainda mais o número de observações e dificulte a identificação do efeito desejado.

Tabela 4.6.3 – Robustez para a influência do gênero no tempo de *commuting* – por tipo de relacionamento – Diferentes controles e amostras

	(1) Renda Relativa	(2) Não pobres	(3) Infraestrutura Completa	(4) Classe Média	(5) Mesma Atividade	(6) Serviços
homem_hetero	0.1492*** (0.0076)	0.1405*** (0.0067)	0.1517*** (0.0064)	0.1359*** (0.0084)	0.1304*** (0.0070)	0.1273*** (0.0089)
homem_homo	0.1168** (0.0510)	0.1180** (0.0526)	0.0992* (0.0551)	0.2082*** (0.0682)	0.1411** (0.0657)	0.1209* (0.0694)
mulher_homo	0.1372** (0.0574)	0.1406** (0.0656)	0.1074 (0.0676)	0.2195*** (0.0848)	0.0958 (0.0707)	0.1369* (0.0787)
srenda	0.1220*** (0.0274)	0.0873*** (0.0299)	0.1212*** (0.0297)	0.0792* (0.0436)	0.0931*** (0.0346)	0.0725* (0.0415)
μ_1	-0.1227 (0.1292)	-0.2066 (0.1643)	-0.2725 (0.1998)	0.1236 (0.1876)	-0.3639* (0.1962)	-0.7561*** (0.2835)
μ_2	0.9859*** (0.1294)	0.9173*** (0.1643)	0.8114*** (0.1998)	1.2442*** (0.1877)	0.7849*** (0.1963)	0.3386 (0.2835)
μ_3	1.8629*** (0.1295)	1.8018*** (0.1644)	1.6905*** (0.1999)	2.1201*** (0.1879)	1.6662*** (0.1965)	1.2319*** (0.2836)
Observações	138,346	100,486	106,122	69,758	71,274	45,074
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
EF Regional	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Controles incluem todas as variáveis da Equação 4.6.1

Para saber se as normas sociais estão afetando o processo decisório locacional dos indivíduos de modo a forçar com que eles trabalhem mais perto de suas residências, a Equação 4.6.1 foi reestimada para a subamostra de indivíduos residentes em domicílios próprios. Conforme argumentado previamente, os custos e o horizonte temporal inerente à compra de um imóvel fazem com que para esse grupo o mercado imobiliário seja mais rígido que o mercado de trabalho, o que eleva as chances de que a decisão do sítio de emprego esteja condicionada à de moradia, trazendo assim algum senso de causalidade aos resultados.

Tabela 4.6.4 – Efeitos marginais para a influência do gênero no tempo de *commuting* – por tipo de relacionamento – Apenas domicílios próprios

	Em casa	Até 30 min	30 min a 1h	Mais de 1h
homem_hetero	-0.0492*** (0.0019)	-0.0122*** (0.0005)	0.0253*** (0.0010)	0.0361*** (0.0014)
homem_homo	-0.0499** (0.0207)	-0.0124** (0.0052)	0.0257** (0.0106)	0.0367** (0.0152)
mulher_homo	-0.0401* (0.0214)	-0.0100* (0.0053)	0.0206* (0.0110)	0.0295* (0.0157)
srenda	-0.0328*** (0.0085)	-0.0082*** (0.0021)	0.0169*** (0.0044)	0.0241*** (0.0063)
Observações	99,992	99,992	99,992	99,992

A análise derradeira do capítulo separa a amostra entre homens e mulheres para permitir a heterogeneidade dos regressores por gênero na determinação do tempo de *commuting*. Agora, a Equação 4.6.1 troca as três variáveis cruzadas identificadoras de gênero e tipo de relacionamento por uma única identificadora de casal do mesmo sexo (*homo*). Dessa forma, um sinal positivo e significativo da variável *homo*, que na amostra só de mulheres distingue as lésbicas e na de homens, os gays, revelaria que indivíduos que se relacionam com pessoas do mesmo sexo têm maiores chances de apresentarem mais longos deslocamentos ao trabalho. Analisando os resultados (Tabela 4.6.5), percebe-se que as normas sociais – cuja relaxamento é representado pela *dummy* de relacionamento entre pessoas do mesmo sexo – têm efeito apenas para as mulheres. Ainda, quebrando esse efeito por posição na família (Tabela 4.6.6), verifica-se que o mesmo existe apenas para aquelas mulheres que se declaram cônjuges (isto é, não são as chefes do domicílio). A contribuição na renda agregada, que figura como

importante determinante no tempo de *commuting* de homens e mulheres na Tabela 4.6.5, mostra-se relevante apenas para os homens que são chefe de família e para mulheres que se declaram cônjuges (Tabela 4.6.6)

Tabela 4.6.5 – Influência do tipo de relacionamento no tempo de *commuting* – por gênero

	(1) Mulheres	(2) Homens
homo	0.1057* (0.0572)	0.0017 (0.0502)
srenda	0.1730*** (0.0433)	0.1173*** (0.0371)
μ_1	-0.0822 (0.1580)	-0.5711*** (0.1502)
μ_2	1.0425*** (0.1581)	0.5354*** (0.1503)
μ_3	1.9106*** (0.1582)	1.4290*** (0.1504)
Observações	69,087	69,259
Controles	Sim	Sim
EF Regional	Sim	Sim

Obs: Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Tabela 4.6.6 – Influência do tipo de relacionamento no tempo de *commuting* – por gênero e posição na família

	Homem		Mulher	
	(1) Cônjuges	(2) Chefes	(3) Cônjuges	(4) Chefes
homo	0.0176 (0.0584)	-0.0205 (0.0548)	0.1278** (0.0648)	0.0924 (0.0632)
srenda	0.1084 (0.0718)	0.1325*** (0.0439)	0.2243*** (0.0537)	0.0892 (0.0743)
μ_1	-0.4658** (0.2336)	-0.5610*** (0.1895)	-0.1778 (0.1957)	0.1712 (0.2587)
μ_2	0.6272*** (0.2337)	0.5615*** (0.1896)	0.9619*** (0.1959)	1.2849*** (0.2590)
μ_3	1.5398*** (0.2338)	1.4553*** (0.1897)	1.8613*** (0.1960)	2.0943*** (0.2592)
Observações	19,183	50,076	49,990	19,097
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
EF Regional	Sim	Sim	Sim	Sim

Obs: Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

A mensuração dos efeitos vem com o cálculo dos efeitos marginais, reportado na Tabela 4.6.7 apenas para as mulheres (uma vez que os betas deram significantes só para esse grupo). Considerando a amostra completa, as lésbicas apresentam uma probabilidade de 3,2 p.p. superior às mulheres heterossexuais de gastar mais que 1h no deslocamento ao trabalho,

enquanto para a amostra que considera apenas as mulheres que se declaram cônjuges, a interação com outra mulher do âmbito domiciliar eleva em as chances de estar nessa mesma classe de tempo em 2,4 p.p. Assim, tem-se que a igualdade no tempo de *commuting* entre as lésbicas não está associada a uma possível restrição espacial. Pelo contrário, foi possível verificar que as mulheres casadas com outras mulheres gastam mais tempo no deslocamento ao trabalho do que as que são casadas com homens, indicando que o afrouxamento nos papéis sociais atribuídos ao gênero feminino em um casamento tem efeitos diretos sobre sua capacidade de se locomover no espaço.

Tabela 4.6.7 – Efeitos marginais para a influência do tipo de relacionamento no tempo de *commuting* das mulheres – amostra completa e apenas cônjuges

	Todas		Cônjuges	
	homo	srenda	homo	srenda
Em casa	-0.0297* (0.0156)	-0.0501*** (0.0125)	-0.0352** (0.0171)	-0.0640*** (0.0153)
Até 30 min	-0.0057 (0.0038)	-0.0070*** (0.0018)	-0.0078 (0.0050)	-0.0100*** (0.0024)
30 min a 1h	0.0149* (0.0078)	0.0252*** (0.0063)	0.0184** (0.0089)	0.0337*** (0.0081)
Mais de 1h	0.0205* (0.0117)	0.0318*** (0.0080)	0.0245* (0.0132)	0.0403*** (0.0097)

Obs: Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

O Apêndice D apresenta ainda um último bloco de regressões que mostram que o diferencial de gêneros inexistente em uma amostra composta exclusivamente por indivíduos em relacionamentos homossexuais, inclusive quando se considera a subamostra daqueles que residem em domicílios próprios, trazendo ainda mais evidências de que a capacidade de se locomover no espaço em busca de emprego guarda forte relação com os papéis de gênero, mas não com o gênero em si.

5 – DISCUSSÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS

Os resultados apresentados no capítulo anterior mostraram de forma clara a importância das responsabilidades domésticas e das normas sociais como determinantes do tempo de *commuting* dos indivíduos. Como visto, minorar os efeitos da assimetria de gênero na atribuição das responsabilidades domésticas e redesenhar os papéis que homens e mulheres assumem na sociedade traz consequências para a mobilidade espacial e para a capacidade de conseguir melhores empregos. À luz das evidências expostas, faz-se necessário discutir o papel do poder público como agente capaz de suavizar os efeitos negativos trazidos pela HRH, seja a partir da adoção de políticas que incentivem a mudança nos paradigmas sociais, da provisão direta e indireta de serviços públicos ou da atuação do planejador urbano.

5.1 – *DUAL-EARNERS HOUSEHOLDS* E A NECESSIDADE DE CONCILIAÇÃO ENTRE A VIDA PESSOA E PROFISSIONAL

O *boom* na participação feminina no mercado de trabalho, iniciado em meados da década de 1970, provocou um aumento significativo na parcela de casais em que os dois parceiros estavam inseridos no mercado de trabalho. Nos EUA, a fatia de famílias *dual-earners* cresceu mais de 20 p.p. desde a II Guerra Mundial, às custas, em grande parte, da configuração “usual” onde apenas o homem trabalhava. Atualmente, esse modelo de casamento figura como predominante em grande parte dos países desenvolvidos (OCDE, 2011) e, no Brasil, famílias em que o chefe partilha com seu cônjuge a responsabilidade do sustento da casa representavam X% do total de casais em 2015.

Essa mudança no perfil dos casados suscita o debate acerca da responsabilidade do poder público em promover políticas que garantam a capacidade de homens e mulheres de se locomoverem no espaço em busca de emprego. Segundo Gornick e Meyers (2003), a conservação de um modelo de crescimento econômico fundamentado em famílias onde ambos os cônjuges investem em suas carreiras está alicerçada em três pilares: a licença parental paga, o subsídio do *childcare* e a maior flexibilidade nas jornadas de trabalho. Sem pretensões de exaustividade, esses três pontos serão abordados a seguir, sempre estabelecendo os devidos contrapontos com a divisão de responsabilidades domésticas, os papéis normativos de gênero e o tempo de *commuting*.

Licença parental

O balanço entre a vida pessoal e profissional é um dos fatores decisivos para aqueles que estão em busca de um emprego – em especial para as mulheres – e por isso tem havido nas últimas décadas um forte movimento dos países desenvolvidos em promover existência de mercados de trabalho nos quais os direitos femininos são garantidos. O Estado, enquanto legislador e implementador de políticas, vem atuando fortemente nessa direção, mas por vezes falha ao levar a cabo intervenções públicas que nutrem as expectativas sociais de gênero e retroalimentam o processo de exclusão das mulheres – o conhecido paradoxo do *welfare state*.

A licença maternidade, período de ausência no trabalho concedido às novas mães para cuidar dos seus filhos, pode ser vista como uma remuneração fornecida pelo Estado pelo tempo investido na educação das crianças na primeira infância. É evidente, entretanto, que ainda que promovam o aumento da participação feminina na força de trabalho (Ruhm, 1998; Stier e Lewin-Epstein, 2001; Gornick e Meyers 2003; Mandel e Semyonov, 2006), essas políticas se mostram insuficientes no que tange à promoção da igualdade de gênero. Ainda que não guarde, à primeira vista, uma relação direta com o tempo de *commuting* dos indivíduos, a importância desse debate se dá através do entendimento de que os papéis sociais estão intimamente relacionados com a desigualdade de gênero nas oportunidades de emprego, sendo o tempo de *commuting* a ponte que conecta esses dois pontos.

Dessa forma, quando o Estado age como planejador benevolente e atribui a si a responsabilidade de determinar o período de afastamento do trabalho que homens e mulheres devem tirar para cuidar do recém-nascido, ele gera ao menos dois problemas. Primeiro, a redução na eficiência econômica resultante do impedimento das famílias de alocar otimamente esse benefício entre os genitores. Segundo, e mais relevante para essa discussão, o reforço dos estereótipos de gênero advindos da priorização do papel da mulher como principal cuidadora das crianças quando da distribuição *ad hoc* do período da licença (ou, posto de outra forma, fomenta a exclusão legal dos homens em assumir seu papel de pai na

primeira infância dos filhos⁴⁰).

Assim, a adoção das tradicionais políticas de licença maternidade e paternidade acentuam a problemática da HRH, relegando às mulheres as posições secundárias no mercado de trabalho. Nesse sentido, uma melhora de Pareto poderia ser alcançada via adoção das políticas de licença parental compartilhada, modalidade de afastamento em que cabe aos pais a decisão de quem está mais apto a se afastar do trabalho após o nascimento de um filho. Ainda, visando estimular a paternidade responsável e a desconstrução de papéis sociais de gênero, o poder público pode estabelecer cotas mínimas de tempo a serem usufruídas por cada um dos genitores.

Atualmente, países como Irlanda, Dinamarca, Canadá, França, Alemanha, Reino Unido já empregam as políticas de licença parental compartilhada, com resultados positivos em prol da igualdade de gênero. Apesar de o Brasil estar bem à frente de outros países no que diz respeito ao tempo total de licença remunerada concedido aos genitores, a distribuição desse tempo entre homens e mulheres revela o forte viés cultural predominante no país: enquanto as mães têm direito a um período de licença remunerada de 120 dias, o intervalo de tempo concedido aos pais é de apenas 5 dias⁴¹.

Sem dúvida os países nórdicos destacam-se como os maiores expoentes de políticas pró-família. Um dos casos de maior sucesso é a Suécia, onde a política de licença maternidade foi substituída de forma pioneira pela parental compartilhada ainda na década de 1970. Hoje, os genitores têm direito a um total de 480 dias de licença remunerada⁴² do trabalho, que necessariamente devem ser compartilhadas entre eles, respeitando a cota mínima de 90 dias de licença para cada. Como resultado, 25%⁴³ da licença parental remunerada é utilizada pelos homens e, conquanto esteja relativamente longe da igualdade plena, é uma razão bastante superior à encontrada no Brasil, onde apenas 4% do período de afastamento pago é usufruído pelos pais.

⁴⁰ Licenças-paternidade mais longas estão associadas com um aumento do engajamento dos pais com filhos e promovem a divisão mais igualitária de tarefas domésticas entre mães e pais (U.S. Department of Labor, 2016).

⁴¹ Segundo a lei 5452/43 da CLT, as mulheres têm direito um período de 120 dias corridos de licença-maternidade remunerada, que pode ser iniciada até 28 dias antes do parto. Empresas que fazem parte do Programa Empresa Cidadã concedem ao funcionário um período extra de afastamento remunerado: 60 dias corridos para as mães e 15 dias corridos para os pais, totalizando um período de 180 dias para as mulheres e 20 dias para os homens, igualando ao período gozado pelos funcionários públicos federais. Importante ressaltar que PEC 1/2018 prevê o aumento definitivo da licença maternidade remunerada para 180 dias para as mulheres e 20 dias para os homens, mas ainda não fez nenhum avanço em termos de licença parental compartilhada.

⁴² Recebendo 80% do salário nos primeiros 390 dias, sujeito a um teto e uma valor fixo nos demais 90 dias.

⁴³ Fonte: Governo da Suécia, informações disponíveis em <https://sweden.se/society/gender-equality-in-sweden/>. Acessado em 27/04/2018.

A experiência da Noruega mostra que o aumento do tempo destinado aos pais na licença parental provocou um crescimento na parcela de homens que usufruem desse direito (Cools et al., 2015). Como resultado, houve uma mudança no papel do gênero dentro nas famílias, de modo que hoje se espera que mulheres com filhos pequenos estejam engajadas no mercado de trabalho e homens tomem para si parte da responsabilidade do cuidado com os filhos (Rønsen e Kitterød, 2014). Sob a perspectiva da HRH, essa mudança deve se refletir na redução da desigualdade de gênero no tempo de *commuting*, bem como na maior mobilidade espacial para as mulheres.

De fato, há grande escassez na literatura de estudos específicos sobre o tema, o que impede tecer qualquer conclusão definitiva, mas observa-se de modo geral que países que adotaram medidas pró-igualdade de gênero apresentaram reduzido diferencial no tempo de *commuting* entre homens e mulheres. Nesse ponto, as estatísticas mostram que a Suécia e a Noruega exibem reduzidos níveis médios de desigualdade de gênero no tempo de deslocamento ao trabalho, que é de 2 e 7 minutos em favor das mulheres, respectivamente, segundo dados da OCDE⁴⁴.

Creches

Os altos custos de serviços relacionados com o cuidado de crianças, tais como creches e empregados privados, se apresentam hoje como um dos grandes empecilhos à (re)entrada dos pais no mercado de trabalho. De fato, quanto mais filhos pequenos na família, maior é o custo de oportunidade de ter ambos os parceiros trabalhando fora de casa.

Ainda que a educação das crianças gere efeitos positivos para todos da sociedade, são os pais – em especial as mães – que carregam o fardo de criá-las (England e Folbre, 1999). Contudo, em uma realidade em que dois terços das mulheres nos países desenvolvidos trabalham fora de casa (Collins, 2017), o debate sobre a responsabilização do poder público em subsidiar os custos (explícitos e implícitos) com o cuidado com as crianças faz-se indispensável. Assim, uma das formas de promover a igualdade de gênero e ter homens e mulheres competindo de igual para igual no mercado de trabalho é através da internalização desses benefícios sociais

⁴⁴ Fonte: OECD Database (2000 a 2014).

via universalização do *childcare*.

A importância do subsídio ao *childcare* para as mulheres, seja via provisão de creches ou ajuda de um terceiro, materializa-se de diversas formas. Por exemplo, Posadas e Vidal-Fernández (2012) revelam que nos EUA o acesso ao cuidado infantil desempenhado pelos avós aumenta a oferta de trabalho feminina em 15%. Em estudo para o Brasil, Silveira-Neto et al. (2015) traz evidências de que a presença de idosos inativos na residência está associada a mais longos *commutings* para as mulheres, efeito inverso sendo encontrado para os homens. Ainda, Costa (2007) mostra que a existência de arranjos formais de serviços direcionados ao cuidado com as crianças gera um aumento de cerca de 8 p.p. sobre a oferta de trabalho das mulheres brasileiras com filhos.

Mesmo no âmbito familiar os filhos podem ser tidos como bens públicos e, assim sendo, estão sujeitos ao problema do carona – todos que residem na casa usufruem igualmente dos seus “benefícios”, mas são as mulheres que arcam com a maior parte dos custos de cuidar dos mesmos, que envolvem maiores responsabilidades domésticas, menor flexibilidade nos seus horários e menor tempo disponível para se deslocar ao trabalho. A provisão de instalações de acolhimento de crianças por parte do Estado alivia, então, a pressão sobre as mulheres em relação ao cuidado com os filhos, trazendo folga a sua restrição temporal.

O fator acessibilidade deve ser levado em consideração quando se fala da provisão do serviço de creches públicas. A disponibilidade do serviço deve atender à população sem que haja necessidade de grandes deslocamentos na cidade – fato que acentuaria a problemática trazida pela HRH. Nesse ponto, as empresas privadas também podem atuar de forma a atenuar as restrições temporais enfrentadas pelas mães. A adoção de serviços de creche no ambiente de trabalho, tal como já fazem grandes empresas como Natura, P&G, Pfizer e Unilever, tem as vantagens de tanto corrigir o *mismatch* espacial entre oferta e demanda por esses serviços quanto de cortar um dos pontos de parada no *trip-chaining* do *commuting* diário, o que permite que as mulheres tenham mais tempo disponível para se locomover até o trabalho.

Flexibilidade de horário

A flexibilidade da jornada de trabalho, definida como a capacidade do trabalhador em alterar o horário de início e de fim da sua jornada de trabalho (Gariety e Shaffer, 2001), é tida como

uma das formas de adoção de horários de trabalho alternativos (AWS⁴⁵, em inglês). Do ponto de vista das empresas, os benefícios incluem aumento na produtividade⁴⁶, atração de melhores profissionais e uma maior taxa de retenção dos funcionários. Para o trabalhador, essa flexibilidade está associada a um melhor balanço entre a vida profissional e pessoal, maior satisfação com o emprego e menor estresse no período de deslocamento ao trabalho (Kugelmass, 1996).

Para além das externalidades positivas como a redução nos níveis de poluição sonora e do ar, a sociedade como um todo se beneficia desse tipo de política devido ao seu efeito de distribuir o tráfego dos *commuters* em uma janela temporal mais ampla, que provoca uma redução no fluxo de trabalhadores nos horários de pico, diminui o congestionamento das vias públicas e assim, afeta diretamente o tempo de deslocamento trabalho-casa de todos. Apesar disso, o número de firmas que adotam políticas de horários de trabalho alternativos ainda é inferior ao nível socialmente ótimo, fazendo-se necessária uma intervenção do poder público visando aumentar a proporção de trabalhadores em regime de horário flexível (Moss e Curtis, 1985; Lucas e Heady, 2002; Yeraguntla e Bhat, 2005; Mun e Yonekawa, 2005; Combs, 2010; He, 2013).

Na ausência de políticas de AWS o trabalhador perde liberdade de escolher o horário de início do seu deslocamento para o trabalho. Na comparação com os homens, as evidências mostram que as mulheres possuem horário de saída de casa menos flexível (McGuckin e Nakamoto, 2004), ao passo que, no geral, os trabalhadores que possuem flexibilidade de horário optam por saírem de casa após o horário de pico matinal (Yang et al., 2016). Como discutido anteriormente, esse endurecimento no horário é especialmente prejudicial para as mulheres casadas, pois, sendo elas as maiores responsáveis por desempenhar as atividades domésticas do dia-a-dia (aqui incluídas também as atividades relativas ao cuidado com os filhos, caso existam), acabam tendo um cronograma diário mais engessado e com menos tempo disponível para outras atividades.

⁴⁵ Conhecido na literatura como *alternative working schedules*. Outras formas de AWS são, por exemplo, a semana de trabalho comprimida, as horas de trabalho escalonadas e o teletrabalho.

⁴⁶ Parte da literatura argumenta, contudo, que a adoção desse tipo de política pode reduzir a produtividade do trabalhador devido a diminuição dos ganhos de aglomeração. Para mais, ver Takayama (2014).

Dentro desse escopo, empregos que oferecem horário flexível são capazes de minorar o problema de restrição espacial enfrentado pelas mulheres por dois canais distintos. Primeiro, a redução do congestionamento nos horários de pico, advinda do menor fluxo de pessoas se deslocando em um mesmo horário, faz com que os indivíduos sejam capazes de percorrer uma distância maior em um mesmo intervalo de tempo, *coeteris paribus*. Ademais, a flexibilidade no horário de início e fim da jornada de trabalho é especialmente importante ao trazer para as mulheres um maior controle sobre como distribuir o seu tempo de modo a conciliar as responsabilidades da casa com o trabalho.

A discussão mais específica sobre a jornada de trabalho requer, necessariamente, uma imersão na legislação vigente em cada país, uma vez que cada qual possui uma realidade distinta. No Brasil, não há impedimento em lei para adoção de políticas de horários de trabalho alternativos, especialmente no que se refere ao horário de início e fim da jornada de trabalho, desde que previsto no contrato de trabalho. Unilever, Avon, Bosch são algumas das empresas que já adotam políticas desse cunho aqui no país. Entretanto, reconhece-se que o acesso a esses arranjos alternativos tipicamente depende das responsabilidades relativas à posição do empregado. A existência de um emaranhado de regras que governam o mercado de trabalho torna essa discussão uma tarefa não trivial e foge ao escopo dessa tese. Apesar disso, é inegável que a nova lei trabalhista sancionada no final de 2017 e suas mudanças na contabilização do banco de horas e na jornada de trabalho impõe novos desafios para as relações entre empregados e empregadores. Todo esse conjunto de políticas possui efeitos que ainda não são totalmente conhecidos, mas parece que vão na direção de aliviar os efeitos adversos da HRH.

5.2 – REPENSANDO A CIDADE: ESPRAIAMENTO URBANO *VERSUS* CIDADES COMPACTAS

A discussão sobre a desigualdade de gênero no tempo de *commuting* e das restrições que ele impõe deve vir junto com uma reflexão acerca da estrutura urbana vigente e de como o poder público pode minorar os problemas trazidos pela HRH. Em vista disso, a exposição aqui proposta gira em torno do processo de espraiamento urbano, entendido como a descentralização excessiva da população e do emprego em direção aos subúrbios.

Conforme Brueckner (2000), há três grandes desvantagens em ter cidades pouco densas: perda de espaços abertos, que são paulatinamente substituídos por infraestrutura urbana;

aumento do congestionamento, resultado da intensificação do uso do carro; e segregação populacional, que reparte a cidade entre pobres e ricos. As evidências também mostram que o aumento não planejado da mancha urbana eleva o custo de prover serviços públicos (Carruthers e Ulfarsson, 2003), sendo, portanto, desvantajoso tanto do ponto de vista social quanto econômico.

Inerente ao crescimento da cidade está a marginalização de algumas famílias. Atraídos pela capacidade de se mover no espaço advinda do sistema de transporte público urbano, os mais pobres migram para as cidades, mas impossibilitados de pagar o alto custo de aluguel das regiões mais centrais, acabam fixando moradia nas periferias (Glaeser et al., 2006). Por outro lado, tendo em vista que o crescimento da família vem acompanhado da necessidade de mais espaço residencial e que a *bid rent* tem inclinação negativa, é natural que, *coeteris paribus*, famílias maiores acabem por residir cada vez mais distante dos centros de negócios.

A relação negativa entre densidade urbana e tempo de *commuting* faz com que aqueles que residem nas regiões menos densas e geograficamente mais periféricas da cidade levem mais tempo no deslocamento pendular (casa-trabalho). Dessa forma, os trabalhadores que moram nas periferias enfrentam maior dificuldade em participar do circuito das vagas de empregos mais vantajosas e, sob a ótica da HRH, o grupo feminino parece ser aquele mais afetado. Desse modo, o espraiamento urbano agrava o problema enfrentado pelas mulheres, especialmente as de classe econômica mais baixas e/ou as que possuem mais filhos.

Apesar de existirem oportunidades de trabalho em outras regiões da cidade, é preciso frisar que esses vínculos empregatícios não garantem bons retornos salariais para os indivíduos, uma vez que as melhores e mais produtivas relações de emprego estão localizadas sob a égide da centralidade urbana dominante. Assim, tendo em vista que a qualidade dos postos de trabalho disponíveis para a população residente das franjas urbanas é, em geral, questionável, o espraiamento urbano acaba por amplificar as consequências da HRH, gerando um efeito rebote sobre as desigualdades salariais de gênero, por exemplo.

O fato é que o aumento excessivo da mancha urbana torna demasiadamente complicada a criação de sistemas de transporte públicos eficientes (Bertaud, 2004) e densidade acaba por

ser mais um sinônimo de acessibilidade, seja ao centro de emprego, de compras ou de outras atividades (Brownstone e Golob, 2009). Assim, uma vez que a infraestrutura de transporte público usualmente falha em alcançar as regiões mais periféricas da cidade, aqueles que residem nessas localidades são deixados para trás na busca por melhores empregos.

Nesse sentido, visando a melhor inserção da mulher no mercado de trabalho, o crescimento da mancha urbana deve vir acompanhado de uma expansão da infraestrutura de transportes que seja capaz de aumentar a velocidade com que as pessoas se locomovem no espaço. Apesar dessa política afetar positivamente todos os indivíduos, ela tem um efeito particularmente positivo para as mulheres, uma vez que são elas que enfrentam alguma restrição espacial decorrente das pressões que as responsabilidades domésticas têm sobre o seu tempo de *commuting* e, por isso, podem não estar conseguindo arbitrar entre oportunidades de emprego em diferentes locais da cidade.

A discussão acerca do espraiamento urbano não pode deixar de levar em consideração as políticas de zoneamento urbano. Geshkov (2010) mostra que dentre as políticas de zoneamento que ajudaram a conter o espraiamento urbano nos EUA estão as que estabelecem um tamanho máximo do lote, uma densidade mínima por cômodo e taxas de impacto, com redução da área urbanizada que girou em torno de 25%. O zoneamento inclusivo, modalidade que requer que novos projetos de construção incluam uma certa porcentagem de unidades a preços acessíveis, tem sua importância ao garantir que o aumento da densidade não expulsará as famílias de baixa renda da região, que naturalmente não conseguem arcar com os altos custos de residir nas áreas urbanas mais conglomeradas. Nessa perspectiva, a discussão sobre espraiamento no contexto brasileiro deve passar por um dos maiores projetos de habitação popular dos últimos anos, o Minha Casa Minha Vida (MCMV).

O programa Minha Casa Minha Vida, instituído pelo Governo Federal brasileiro em 2008, é um exemplo de política urbana que acentua o problema trazido pela HRH. Desde 2016, quando o programa entrou em sua terceira fase, o governo custeia até 90% do valor do imóvel para aquelas famílias que recebem renda familiar mensal bruta de até R\$ 1.800,00, financiando o valor restante sem cobrança de juros. Afim de conseguir levar a cabo tal projeto, o governo concentrou a construção dos empreendimentos para essas as famílias (faixa 1) nos terrenos menos valorizados dos centros urbanos, ou seja, nas regiões mais periféricas das cidades (Amore et al., 2015; Pequeno e Rosa, 2015; Izoton, 2017).

Não obstante o programa tenha tido como objetivo maior reduzir o déficit habitacional, houve pouca reflexão acerca dos problemas subsequentes desse tipo de política. Conforme Souza e Sugai (2018), a implementação do programa acabou “impulsionando processos de periferização, ocupação de franjas urbanas, criação de bairros monofuncionais afastados dos serviços públicos e dos empregos”.

Em contraste ao MCMV, o Programa de Locação Social, vigente no município de São Paulo desde 2002, busca viabilizar moradia para a população de baixa renda na região mais central da cidade, evitando assim a expulsão dessa camada da população das proximidades do CBD. A concessão da moradia vem em troca de uma taxa mensal – um aluguel – e o imóvel permanece como propriedade da Prefeitura. Sem dúvidas a grande vantagem desse programa sobre o MCMV reside justamente na localização dos empreendimentos: mais perto dos centros de emprego, a camada mais pobre da população consegue ter mais fácil acesso ao mercado de trabalho, o que, para as mulheres, mais do que para os homens, pode ser a diferença entre conseguir ou não um (bom) emprego.

Certamente a melhor forma de atuação do poder público é através do planejamento urbano que preze o desenvolvimento de cidades mais compactas, que garantam a mobilidade urbana e o acesso aos centros de negócios. Glaeser (2016) afirma que “intercalar negócios e residências faz muito sentido no século XXI. Os trajetos são mais curtos e o trânsito é reduzido. Bairros urbanos podem ser mais excitantes se houver uma mistura robusta de atividades”.

Nesse ponto vale destacar que o nível de compactação dos centros urbanos brasileiros é, em média, bastante baixo. São Paulo, a cidade mais populosa do país, possui uma densidade urbana de apenas 8 mil hab/km², que se mostra particularmente baixa quando comparada com grandes centros como Paris (22 mil hab/km²) e a ilha de Manhattan (28 mil hab/km²). Alta densidade, por sua vez, não significa necessariamente verticalização. A construção de edifícios colados uns aos outros, sem recuo à calçada e com apartamentos pequenos fez com que a parte central de Barcelona alcançasse uma densidade de 36 mil hab/km² com construções que não ultrapassem 6 pavimentos (Arq.Futuro, 2018).

A compactação da cidade tem efeitos positivos sobre a ascensão social, advindos diretamente

da melhor acessibilidade aos centros de emprego (Ewing et al., 2016). Em estudo para a baía de São Francisco (EUA), Cervero e Wu (1997) mostram que o tempo de *commuting* médio dos trabalhadores que se deslocam para o CBD é 30% maior do que para aqueles que possuem empregos em outras regiões da cidade. Isso ocorre não apenas pelo efeito proximidade empregos-residência, mas principalmente pelas alternativas de tráfego urbano que permitem deslocamento mais rápidos.

Cidades compactas e com boa infraestrutura de transporte urbano permitem maior eficiência nos deslocamentos, o que traz consequências diretas na capacidade das pessoas de se locomover no espaço. Sob a ótica da HRH, todo ganho de eficiência nos deslocamentos tem resultados diretos no quão longe as mulheres são capazes de ir diariamente até o seu emprego.

6 – CONCLUSÃO

As cidades persistem tão somente porque os benefícios associados à concentração de firmas e pessoas no espaço se sobrepõem aos custos de residir em regiões populacionalmente densas. Um dos maiores custos associados à vida urbana é, sem dúvidas, o tempo despendido no deslocamento casa-trabalho. Nesse sentido, salta aos olhos o persistente diferencial de gênero no tempo de *commuting* ao redor do mundo, questão que a literatura econômica há muito vem tentando desvendar. Dentre as principais razões que justificam as mulheres gastarem menos tempo no deslocamento para o trabalho estão aquelas associadas à distribuição dos empregos no espaço urbano, ao diferencial de salários e até mesmo à escolha do modal de transporte. Contudo, a mais interessante delas pouco guarda relação com o mercado de trabalho e com o sistema de transportes.

Conhecida como hipótese da responsabilidade doméstica (HRH, em inglês), essa linha de argumentação defende que os papéis normativos de gênero fazem com que as mulheres carreguem uma parcela desproporcional das responsabilidades com o cuidado com os filhos e com o lar, gerando demasiada pressão sobre sua restrição temporal. Assim, as expectativas sociais de que as mulheres sejam primordialmente esposas e mães afetam a capacidade das mesmas de se locomoverem no espaço, o que geraria, *coeteris paribus*, um tempo de deslocamento para o trabalho inferior ao dos homens.

Posto isso, a presente tese de doutorado teve como objetivo geral compreender até que ponto a HRH e as normas sociais são responsáveis por explicar o *commuting gender gap* para o Brasil. Fazendo uso dos dados provenientes do Censo (2010) e da PNAD (2011 a 2015) para casais heterossexuais das nove regiões metropolitanas brasileiras, foi possível mostrar a importância da divisão de responsabilidades domésticas e dos papéis de gênero, tanto como determinantes do tempo de deslocamento para o trabalho quanto como motores das diferenças de gênero no comportamento de viagens dos indivíduos casados. Adicionalmente, mostrou-se, através de vários testes de robustez, que a distribuição dos empregos no espaço urbano e o diferencial de salários entre homens e mulheres não são suficientes para explicar a totalidade do efeito de gênero na determinação do tempo de *commuting*.

Partindo de um modelo de busca por emprego de Beesley e Dalvi (1974), buscou-se em um primeiro momento trazer evidências de que as viagens a trabalho de homens e mulheres apresentam diferentes durações. Através da estimação de probit ordenado, foi possível mostrar que de fato existe um diferencial de gênero no tempo de *commuting* dos indivíduos casados, que gira em torno de 2,6 p.p. a favor das mulheres. Em seguida, concentraram-se esforços em mostrar que essas diferenças são fruto de um processo de escolha em que a localização do sítio de emprego é feita condicional ao de moradia. Para tanto, as equações de determinação do tempo de *commuting* foram reestimadas para uma subamostra de indivíduos residentes em domicílios próprios e que estavam no emprego há menos de 3 anos, com os resultados apontando que, de fato, as mulheres buscam emprego mais perto de suas residências quando comparadas com os homens.

Tomando como base esses resultados, o próximo passo consistiu na validação da HRH como força motriz para os diferenciais de gêneros encontrados. Isso foi possível através da inserção de variáveis na equação que captassem o quanto cada indivíduo contribuía em sua casa com os a realização de afazeres domésticos e com a renda agregada. Os resultados, que também foram obtidos via estimação de um modelo probit ordenado, revelam que quando as métricas de responsabilização são levadas em consideração, inexistente o efeito de gênero na determinação do tempo de *commuting*. Nesse sentido, vale destacar que contribuição na renda e nos afazeres domésticos têm efeitos opostos sobre a duração do deslocamento ao trabalho, com o aumento 1 p.p. na responsabilidade com a casa reduzindo as chances de se gastar mais que 1h no *commuting* diário em 2,7 p.p, enquanto o aumento em 1 p.p. na renda agregada do casal eleva em 6,3 p.p. a probabilidade de se deslocar por mais de 1h para chegar ao trabalho. A direção e a significância desses efeitos se mostraram robustos aos mais diversos cortes amostrais.

Em conformidade com o que foi feito na primeira parte do trabalho, analisou-se também o comportamento dos indivíduos para os quais o tempo de *commuting* atuava como resposta à escolha do local de emprego (e não da moradia). As evidências aqui encontradas levam à conclusão de que o aumento na parcela de afazeres domésticos realizados está associado a uma maior restrição espacial na busca por emprego, medida pela redução nas chances fazer longos deslocamentos ao trabalho.

Recortes por presença de filhos e por renda trouxeram *insights* importantes sobre a heterogeneidade da relevância das variáveis de interesse. O estudo por presença de filhos

trouxe robustez à importância da parcela de afazeres domésticos realizados na determinação do tempo de *commuting*, uma vez que a intensificação do efeito de gênero vastamente documentada na literatura na comparação de famílias com e sem filhos é absorvida de forma estável pelas variáveis de responsabilização. Já na análise de renda, verificou-se que a divisão de responsabilidades com os afazeres domésticos responde pelo diferencial de gênero no *commuting* apenas nas camadas mais pobres da população, enquanto cabe à contribuição na renda agregada a razão pela qual o diferencial de gênero se esvaece para aqueles que estão no topo da distribuição

Em um terceiro momento a preocupação voltou-se para entender como as responsabilidades domésticas e o tempo dedicado aos cuidados com os filhos e à realização de afazeres em casa se relacionavam com o tempo de deslocamento ao trabalho de homens e mulheres. A mudança de foco visou compreender se a HRH afetava diferentemente homens e mulheres, especialmente no que diz respeito às suas capacidades de se locomoverem no espaço urbano em busca de emprego. A estimação de um sistema de equações através de um probit ordenado bivariado permitiu incorporar no modelo as características não observáveis comuns aos cônjuges quando da determinação de seus tempos de *commuting*.

Os resultados do modelo estão em consonância com a literatura sobre o tema, onde encontra-se que tipo de responsabilidade que a cada cônjuge tem com a casa faz com que o tempo gasto com os afazeres domésticos seja relevante apenas para o *commuting* das mulheres. Os efeitos marginais mostram que a o aumento de 1% do tempo dedicado à execução de tarefas em casa diminui em 1,2% as chances de as mulheres apresentarem deslocamentos ao trabalho superior a 1h.

As últimas partes do trabalho discutiram em que medida as normas sociais seriam capazes de moldar o tempo de *commuting* dos indivíduos. Partindo do pressuposto de que os papéis de gênero nos casamentos entre pessoas do mesmo sexo são, no mínimo, mais flexíveis do que os encontrados nos relacionamentos heterossexuais, introduziu-se no estudo uma amostra de casais gays afim de tecer comparações entre os dois grupos.

Assim, a quarta seção do trabalho se diferenciou das outras ao utilizar como a variável resposta do modelo não o tempo de deslocamento ao trabalho *per se*, mas sim uma *dummy* identificadora de que os dois membros do casal apresentavam o mesmo tempo de *commuting*. Dessa forma, a estratégia econométrica utilizada foi a estimação de um modelo probit tradicional, cujos resultados trouxeram evidências de que cônjuges do mesmo sexo têm 3,1 p.p. a mais de chances de apresentarem o mesmo tempo de deslocamento ao trabalho quando comparados com aqueles de sexo oposto, controladas todas as características relevantes para determinação do tempo de *commuting*. Analisando posteriormente a amostra de residentes em domicílios próprios, viu-se que o afrouxamento dos papéis de gênero é responsável por um aumento de 5,3 p.p. nas chances dos cônjuges terem a mesma mobilidade espacial na busca por emprego.

A desagregação da amostra de casais homossexuais entre lésbicas e gays homens revela que o efeito encontrado é puxado pelas mulheres, não havendo evidências empíricas de que casais formados por dois homens se comportam de forma diferente dos heterossexuais. A ressalva que deve ser feita aqui diz respeito ao tamanho da amostra de casais gays que, por ser bastante reduzida, não traz confiabilidade de que a não-significância de um coeficiente estimado reflita a inexistência do efeito.

A separação do efeito de gênero do efeito do papel associado ao gênero na relação com o tempo de *commuting* só é possível a partir da contraposição entre indivíduos que são iguais, mas cujos papéis sociais em um casamento diferem. Assim, focando majoritariamente nas mulheres, a última parte do trabalho verificou como se dá a relação entre gênero, papel social e *commuting*. Os resultados das estimações mostraram que todos os grupos de indivíduos (homens hétero, homens gays e mulheres gays) apresentam maiores chances de terem mais longos deslocamento até o trabalho quando comparados com as mulheres heterossexuais, inclusive quando se considera a amostra de domicílios próprios, revelando, nesse último caso, que a fluidez nos papéis de gênero tem efeitos positivos para a expansão dos horizontes de busca por emprego.

Particularmente, a análise por posição na família mostrou que não há diferenças no tempo de deslocamento entre as mulheres heterossexuais e as homossexuais quando elas se declaram chefes de família, mas a imposição de normais sociais aos gêneros em um casamento faz toda a diferença para as mulheres que se declaram cônjuges. De fato, as lésbicas que se declaram cônjuges têm, por exemplo, 3,6 p.p. a menos de chances de trabalhar em casa do que as

mulheres heterossexuais. Tomadas em conjunto, as duas últimas seções de resultados mostraram que casais de mulheres conseguem ser mais igualitárias em relação à duração do deslocamento casa-trabalho, sem que isso signifique uma situação pior para as duas cônjuges.

A autora reconhece as limitações dos resultados encontrados devido à disponibilidade de dados para o Brasil. A primeira delas, sem dúvidas, diz respeito ao modo em que o IBGE disponibiliza em suas pesquisas as informações relativas ao tempo de *commuting*, que é, desde sempre, de forma categorizada. A não existência de dados desagregados para essa variável prejudica a mensuração do diferencial no tempo gasto com deslocamento para o trabalho, além de impedir o uso de determinadas estratégias econométricas que poderiam se mostrar mais apropriadas para responder os questionamentos aqui propostos. De fato, a carência de dados detalhados acerca do uso do tempo dos indivíduos prejudica, de modo geral, a compreensão do processo decisório intrafamiliar em relação à alocação de tempo dos seus membros. Por fim, a inexistência de um painel de domicílios impede que o tempo de *commuting* seja analisado ao longo do ciclo de vida e que sejam levadas em consideração as idiosincrasias de cada indivíduo no processo de escolha do local de trabalho.

A presente tese de doutorado almeja abrir espaço para um extenso debate sobre a importância da divisão de tarefas domésticas e dos papéis sociais em diversos campos da economia. Futuras pesquisas podem propor a formalização da HRH através de um modelo teórico que incorpore os papéis sociais e o tempo dedicado aos afazeres domésticos em *dual-earners households*. No campo empírico, uma extensão natural desse trabalho é entender a importância da assimetria na divisão das responsabilidades domésticas no diferencial de salários entre homens e mulheres. O estudo da restrição espacial na busca por emprego também se mostra bastante relevante e pode ser explorado sob a ótica de gênero através dos microdados da RAIS. Por fim, outras avenidas de pesquisas podem se abrir para mensurar os efeitos das mudanças na legislação trabalhista brasileira (incluindo as novas políticas de licença maternidade, de jornada de trabalho e de contratos intermitentes) sobre o tempo de deslocamento ao trabalho.

REFERÊNCIAS

- AKERLOF, G. A.; KRANTON, R. E. Economics and Identity. **The Quarterly Journal of Economics**, 2000.
- AMORE, C. S., SHIMBO, L. Z., RUFINO, M. B. C. **Minha casa... e a cidade**: Avaliação do Programa Minha Casa, Minha Vida em seis estados brasileiros. Letra Capital, 2015.
- ARQFUTURO BRASIL (2018). Cidade cidadão densidade. Disponível em: <<https://www.youtube.com/watch?v=bILRFj5DA6Q>>. Acesso em: 10 de junho de 2018.
- BAXTER, J.; HEWITT, B.; HAYNES, M. Life Course Transitions and Housework: Marriage, Parenthood, and Time on Housework. **Journal of Marriage and Family**, v. 70, p. 259–272, 2008.
- BECKER, G. S. A Theory of the Allocation of Time. **The Economic Journal**, v. 75, n. 299, p. 493-517, 1965.
- BECKER, G. S. A Theory of Marriage: Part I. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 4, p. 813-846, 1973.
- BECKER, G. S. A Theory of Social Interactions. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 6, p. 1063-1093, 1974.
- BECKER, G. S. Altruism in the Family and Selfishness in the Market Place. **Economica**, v. 48, n. 189, p. 1-15, 1981.
- BECKER, G. S. Human capital, effort, and the sexual division of labor. **Journal of Labor Economy**, v. 3, n. 1, Part 2, p. S33-S58, 1985.
- BEELEY, M. E.; DALVIT, M. Q. Spatial Equilibrium and journey to work. **Journal of Transport Economics and Policy**, p. 197-222, 1974.
- BERTAUD, A. **The Spatial Organization of Cities: Deliberate Outcome or Unforeseen Consequence?** UC Berkeley: Institute of Urban and Regional Development, 2004.
- BERTRAND, M.; KAMENICA, E.; PAN, J. Gender identity and relative income within households. **The Quarterly Journal of Economics**, p. 571–614, 2015.
- BIELBY, W. T.; BIELBY, D. D.; PAN, J. I Will Follow Him: Family Ties, Gender-Role Beliefs, and Reluctance Relocate for a Better Job. **AJS**, v. 97, n. 5, p. 1241-67, 1992.
- BROWNSTONE, D.; GOLOB, T. F. The impact of residential density on vehicle usage and energy consumption. **Journal of Urban Economics**, v. 65, n. 1, p. 91, 2009.
- BRUECKNER, J. K. Urban sprawl: diagnosis and remedies. **International Regional Science Review**, v. 23, n. 2, p. 160-171, 2000.
- BURKE, M. A.; YOUNG, H. P. Social Norms. **The Handbook of Social Economics**, 2009. No Prelo.
- CAMERON, G.; MUELLBAUER, J. The housing market and regional commuting and migration choices. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 45, n. 4, p. 420-446, 1998.
- CARRUTHERS, J. I.; ULFARSSON, G. F. Urban sprawl and the cost of public services. **Environment and Planning B: Planning and Design**, v. 30, p. 503-522, 2003.

CERVERO, R.; WU, K. Polycentrism, commuting, and residential location in the San Francisco Bay area. **Environment and Planning**, v. 29, p. 865–886, 1997.

_____. Sub-centring and commuting: evidence from the San Francisco Bay area, 1980-90. **Urban studies**, v. 35, n. 7, p. 1059-1076, 1998.

CHARMES, J. Time Use Across the World: Findings of a World Compilation of Time Use Surveys. **UNDP Human Development Report Office**, 2015.

CHIAPPORI, P. Rational household labor supply. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 63-90, 1988.

_____. Collective labor supply and welfare. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 3, p. 437-467, 1992.

COLLINS, C. The Public and Private Logics of Child Care in Germany and the United States. **Scholars Strategy Network**, 2017.

COMBS, S. Analysis of Alternative Work Schedules. **Texas Comptroller of Public Accounts**, 2010.

COMPTON, J.; POLLAK, R. A. Family proximity, childcare, and women's labor force attachment. **Journal of Urban Economics**, v. 79, p. 72-90, 2014.

COOLS, S.; FIVA, J. H.; KIRKEBOEN, L. J. Causal Effects of Paternity Leave on Children and Parents. **Scand. J. of Economics**, v. 117, n. 3, p. 801-828, 2015.

CORRELL, S. J.; BERNARD, S.; PAIK, I. Getting a Job: Is There a Motherhood Penalty? **American Journal of Sociology**, v. 112, n. 5, p. 1297-1339, 2007.

COULTER, R.; VAN HAM, M.; FEIJTEN, P. A Longitudinal Analysis of Moving Desires, Expectations and Actual Moving Behaviour. **IZA Discussion Paper**, n. 5277, 2010.

CRANE, R.; TAKAHASHI, L. Sex Changes Everything: The Recent Narrowing and Widening of Travel Differences by Gender. **Public Works Management & Policy**, v. 13, n. 4, p. 328-337, 2009.

DOUCET, A. "You See the Needs Perhaps More Clearly Than I Have": Exploring Gendered Processes of Domestic Responsibility. **Journal of Family Issues**, v. 22, n. 3, p. 328-357, 2001.

ELSTER, H. Social Norms and Economic Theory. **Journal of Political Economy**, v. 3, n. 4, p. 99–111, 1989.

ENGLAND, P.; FOLBRE, N. The Cost of Caring. **ANNALS, AAPSS**, 561, 1999.

EWING, R.; HAMIDI, S.; GRACE, J. B.; WEI, Y. D. Does urban sprawl hold down upward mobility? **Landscape and Urban Planning**, v. 148, p. 80-88, 2016.

FAGNANI, J. Women's commuting patterns in the Paris region. **Tijdschrift voor Economische en sociale geografie**, v. 74, n. 1, p. 12-24, 1983.

- FAN, Y. Household structure and gender differences in travel time: spouse/partner presence, parenthood, and breadwinner status. **Transportation**, v. 44, p. 271-291, 2017.
- FREUD, S. Novas conferências introdutórias sobre Psicanálise. Londres: Hogarth Press e Institute of Psychoanalysis (Tr. de W. J. H. Sprott), 1933.
- GARIETY, B. S.; SHAFFER, S. Wage differentials associated with flextime. U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, **Monthly Labor Review**, v. 124, n. 3, p. 68-75, 2001.
- GEIST, C.; COHEN, P. N. Headed towards Equality? Housework Change in Comparative Perspective. **Journal of Marriage and the Family**, v. 73, n. 4, p. 832-844, 2011.
- GERA, S.; KUHN, P. Job location and the journey-to-work: An empirical analysis. **Socio-Econ. Plan. Sci**, v. 14, p. 57-65, 1979.
- GESHKOV, M. V. The effect of land-use controls on urban sprawl. **Graduate Theses and Dissertations**, 2010.
- GIMENEZ-NADAL, J. I.; MOLINA, J. A. Commuting time and household responsibilities: evidence using propensity score matching. **Journal of Regional Science**, v. 56, n. 2, p. 332-359, 2016.
- GLAESER, E. L.; KAHN, M. E.; RAPPAPORT, J. Why do the poor live in cities? The role of public transportation. **Journal of Urban Economics**, v. 63, n. 1, p. 1-24, 2006.
- GORNICK, J.; MEYERS, M. **Families That Work: Policies for Reconciling Parenthood and Employment**. Russell Sage Foundation, 2003.
- GREENE, W.; HENSHER, D. **Modeling Ordered Choices: A Primer**. 2009.
- HÄGERSTRAND, T. What about people in regional science? **Papers of the Regional Science Association**, v. XXIV, 1970.
- HANSON, S.; PRATT, G. **Gender, Work, and Space**. N.Y.: Routledge, 1995.
- HE, S. Y. Does flexitime affect choice of departure time for morning home-based commuting trips? Evidence from two regions in California. **Transport Policy**, v. 25, p. 210-221, 2013.
- HUGHES, K. D. Transformed by Technology? The Changing Nature of Women's Traditional and Non-Traditional White-Collar Work. **Work, Employment and Society**, v. 10, n. 2, p. 227-250, 1996.
- IZOTON, M. B. A locação social como acesso à cidade: experiência e desafios do município de São Paulo. São Paulo, CCSA - Universidade Presbiteriana Mackenzie. **Trabalho de conclusão de curso**, 2017. No prelo.
- JENSEN, M.; KIM, H.; KIM, B. K. Meeting expectations: A role-theoretic perspective on reputation. **The Oxford Handbook of Corporate Reputation**, ch. 7, p. 140-159, 2012.
- JOHNSTON-ANOMUNWO, I. Influence of Household Type on Gender Differences in Work Trip Distance. **Professional Geographer**, v. 44, n. 2, p. 161-216, 1992.
- KAHNEMAN, D. et al. A survey method for characterizing daily life experience: The day reconstruction method. **Science**, v. 306, n. 5702, p. 1776-1780, 2004.

- KELLY, M.; HAUCK, E. Doing Housework, Redoing Gender: Queer Couples Negotiate the Household Division of Labor. **Journal of GLBT Family Studies**, v. 11, n. 5, p. 438-464, 2015.
- KIM, H. Analyzing the gender division of labor: the cases of the United States and South Korea. **Asian Perspective**, v. 33, n. 2, p. 181-229, 2009.
- KITAMURA, R.; MOKHTARIAN, P.; DAIDET, L. A micro-analysis of land use and travel in five neighborhoods in the San Francisco Bay Area. **Transportation**, v. 24, 1997.
- KONRAD, K. A.; LOMMERUD, K. E. Family policy with non-cooperative families. **The Scandinavian Journal of Economics**, p. 581-601, 1995.
- KUGELMASS, J. **Teletrabalho: novas oportunidades para o trabalho flexível**. São Paulo: Atlas, v. 199, 1996.
- KURDEK, L. A. The Allocation of Household Labor by Partners in Gay and Lesbian Couples. **Journal of Family Issues**, v. 28, n. 1, p. 132-148, 2007.
- KWAN, M. Gender, the Home-Work Link, and Space-Time Patterns of Nonemployment Activities. **Economic Geography**, p. 370-394, 1999.
- LEE, B. S.; MCDONALD, J. F. Determinants of Commuting Time and Distance for Seoul Residents: The Impact of Family Status on the Commuting of Women. **Urban Studies**, v. 40, n. 7, p. 1283-1302, 2003.
- LÓPEZ BARAJAS, M. P., et al. **Uso do tempo e gênero**. 2016.
- LUCAS JR, R. E.; ROSSI-HANSBERG, E. On the Internal Structure of Cities. **Econometrica**, v. 70, n. 4, p. 1445-1476, 2002.
- LUCAS, J. L.; HEADY, R. B. Flextime commuters and their driver stress, feelings of time urgency, and commute satisfaction. **Journal of Business and Psychology**, v. 16, n. 4, 2002.
- LUNDBERG, S.; POLLAK, R. A. Noncooperative bargaining models of marriage. **The American Economic Review**, v. 84, n. 2, p. 132-137, 1994.
- MACDONALD, H. I. Women's Employment and Commuting: Explaining the Links. **Journal of Planning Literature**, v. 13, n. 3, p. 267-283, 1999.
- MADDEN, J. F. Why women work closer to home. **Urban Studies**, v. 18, p. 181-194, 1981.
- MANDEL, H.; SEMYONOV, M. A Welfare State Paradox: State Interventions and Women's Employment Opportunities in 22 Countries. **AJS**, v. 111, n. 6, p. 1910-1949, 2006.
- MANSER, M.; BROWN, M. Marriage and household decision-making: A bargaining analysis. **International Economic Review**, p. 31-44, 1980.
- MARET, E.; FINLAY, B. The Distribution of Household Labor among Women in Dual-Earner Families. **Journal of Marriage and Family**, v. 46, n. 2, p. 357-364, 1984.
- MATOS, K. Same- and different-sex couples negotiating at home. **Families and Work Institute, PWC**, 2015.

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.

MCGUCKIN, N; NAKAMOTO, Y. Trips, chains and tours-using an operational definition. In: **National Household Travel Survey Conference**, 2004.

MELLANDER, C.; FLORIDA, R.; STOLARICK, K. Here to Stay—The Effects of Community Satisfaction on the Decision to Stay. **Spatial Economic Analysis**, v. 6, n. 1, p. 5-24, 2011.

MOK, D.; Do Two-earner Households Base Their Choice of Residential Location on Both Incomes? **Urban Studies**, v. 44, n. 4, p. 723– 750, 2007.

MOSS, R. L.; CURTIS, T. D. The economics of flextime. **Journal of Behavioral Economics**, v. 14, n. 2, p. 95-114, 1985.

MUN, S.; YONEKAWA, M. Flextime, traffic congestion and urban productivity. **Transport Economics and Policy**, 2006.

PEQUENO, L. R. B.; ROSA, S. V. Inserção urbana e segregação espacial: Análise do programa Minha Casa, Minha Vida em Fortaleza. XVI ENANPUR, **Sessões Temáticas**, 2015.

PEREIRA, P. H. M.; SCHWANEN, T. Commute time in Brazil (1992-2009): Differences between metropolitan areas, by income levels and gender. **Institute for Applied Economic**, Discussion Paper, n. 192, 2015.

POSADAS, J.; VIDAL-FERNANDEZ, M. Grandparents' Childcare and Female Labor Force Participation. **IZA DP**, n. 6398, 2012.

QUADLIN, N; DOAN, L. Sex and gender more important than income in determining views on division of chores. **American Sociological Association**, 2016.

RABE, B. Dual-earner migration: Earnings gains, employment and self-selection. **Journal of Population Economics**, v. 24, n. 2, p. 477-497, 2011.

RAPINO, M. A.; COOKE, T. J. Commuting, Gender Roles, and Entrapment: A National Study Utilizing Spatial Fixed Effects and Control Groups. **The Professional Geographer**, v. 63, n. 2, p. 277–294, 2011.

RIDGEWAY, C. L.; CORRELL, S. J. Unpacking the Gender System: A Theoretical Perspective on Gender Beliefs and Social Relations. **Gender & Society**, v. 18, n. 4, p. 510-531, 2004.

ROBERTS, J.; TAYLOR, K. Intra-household commuting choices and local labour markets. **Oxford Economic Papers**, v. 63, n. 3, p. 734–757, 2017.

ROSEN, M.; KITTEROD, R. H. Gender-Equalizing Family Policies and Mothers' Entry into Paid Work: Recent Evidence From Norway. **Feminist Economics**, v. 21, n. 1, p. 59-89, 2015.

ROUWENDAL, J.; NIJKAMP, P. Living in Two Worlds: A Review of Home-to-Work Decisions. **Growth & Change**, v. 35, n. 3, p. 287-303, 2004.

RUHM, C. J. The economic consequences of parental leave mandates: Lessons from Europe. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 1, p. 285-317, 1998.

- SAMUELSON, P. A. Social indifference curves. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 1-22, 1956.
- SARRIAS, M. Discrete Choice Models with Random Parameters in R: The Rchoice Package. **Journal of Statistical Software**, v. 74, n. 10, p. 1-31, 2016.
- SERMONS, M. W.; KOPPELMAN, F. S. Representing the differences between female and male commute behavior in residential location choice models. **Journal of Transport Geography**, v. 9, p. 101-110, 2001.
- SILVEIRA NETO, R.; DUARTE, G.; PAEZ, A. Gender and commuting time in São Paulo Metropolitan Region. **Urban Studies**, v. 52, n. 2, p. 298–313, 2015.
- SMART, M. J.; BROWN, A.; TAYLOR, B. D. Sex or sexuality? Analyzing the division of labor and travel in gay, lesbian, and straight households. **Travel Behaviour and Society**, v. 6, p. 75–82, 2017.
- SOLOMON, S. E.; ROTHBLUM, E. D.; BALSAM, K. F. Money, Housework, Sex, and Conflict: Same-Sex Couples in Civil Unions, Those Not in Civil Unions, and Heterosexual Married Siblings. **Sex Roles**, v. 52, n. 9/10, 2005.
- SOUZA, E. L.; SUGAI, M. I. Minha Casa Minha Vida: periferação, segregação e mobilidade intraurbana na área conurbada de Florianópolis. **Cad. Metrop.**, v. 20, n. 41, p. 75-98, 2018.
- STIER, H.; LEWIN-EPSTEIN, N.; BRAUN, M. Welfare regimes, family-supportive policies, and women's employment along the life-course. **American journal of Sociology**, v. 106, n. 6, p. 1731-1760, 2001.
- STRAUSS, J.; THOMAS, D.. Human resources: Empirical modeling of household and family decisions. **Handbook of Development Economics**, v. 3, p. 1883-2023, 1995.
- THÉBAUD, S; Masculinity, Bargaining, and Breadwinning: Understanding Men's Housework in the Cultural Context of Paid Work. **Gender & Society**, v. 24, n. 3, p. 330-354, 2010.
- TORNELLO, S. L.; SONNENBERG, B. N.; PATTERSON, C. J. Division of Labor Among Gay Fathers: Associations With Parent, Couple, and Child Adjustment. **Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity**, v. 2, n. 4, p. 365–375, 2015.
- TREAS, J.; TAI, T. How Couples Manage the Household Work and Power in Cross-National Perspective. **Journal of Family Issues**, v. 33, n. 8, p. 1088-1116, 2012.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.
- YANG, S.; DENG, W.; DENG, Q.; FU, P. The Research on Prediction Models for Urban Family Member Trip Generation. **KSCE Journal of Civil Engineering**, v. 20, n. 7, p. 2910-2919, 2016.

YERAGUNTLA, A.; BHAT, C. R. Classification Taxonomy and Empirical Analysis of Work Arrangements. **Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board**, n. 1926, p. 233–241, 2005.

YOUNG, P. The Evolution of Social Norms. University of Oxford, Department of Economics, **Discussion Paper Series**, n. 726, 2014.

APÊNDICE

APÊNDICE A – Definição das variáveis

Tabela A.1 – Descrição das variáveis utilizadas nas Seções 4.2, 4.3 e 4.4

Variável	Descrição
	<i>Tempo gasto no deslocamento para o trabalho</i>
commut	1 – não se desloca (trabalha em casa) 2 – deslocamento de até 30 minutos 3 – deslocamento de 30 minutos a 1 hora 4 – deslocamento de mais de 1 hora
mulher	1 se mulher; 0 caso contrário.
safaz	Contribuição no total de afazeres domésticos realizado pelos dois cônjuges na semana
afaz	Total de horas gastas na execução de afazeres domésticos na semana
srenda	Contribuição na renda agregada (soma da renda de todas as fontes dos dois parceiros)
Controles	
idade	Idade do indivíduo, em anos completos.
chefe	1 se chefe do domicílio; 0 caso contrário.
branco	1 se caucasiano; 0 caso contrário.
migrante	1 se o indivíduo não nasceu no município de residência; 0 caso contrário.
	<i>Dummies para os ciclos de escolaridade:</i>
educ	educ1=1 se sem instrução; 0 caso contrário (<i>referência</i>). educ2=1 se ensino fundamental incompleto; 0 caso contrário. educ3=1 se fundamental completo a médio incompleto; 0 caso contrário. educ3=1 se médio completo a superior incompleto; 0 caso contrário. educ5=1 se superior completo ou pós-graduado; 0 caso contrário.
trabpago	Tempo gasto em todos os trabalhos pagos, em horas semanais.
	<i>Dummies de regime de trabalho:</i>
empreg	empreg1=1 se empregado sob as regras da CLT; 0 caso contrário (<i>referência</i>). empreg2=1 se empregado no setor informal da economia; 0 caso contrário. empreg3=1 se empregador ou conta-própria; 0 caso contrário.
	<i>Dummies do setor de atividade:</i>
ativ	ativ1=1 se indústria; 0 caso contrário (<i>referência</i>). ativ2=1 se comércio; 0 caso contrário. ativ3=1 se serviços; 0 caso contrário. ativ4=1 se construção; 0 caso contrário.
lrenda	Logaritmo natural do rendimento do trabalho principal (IPCA ano

base: setembro de 2015)

Faixas de rendimento domiciliar per capita [A,B)

rendapc	rendapc1=1 se até 1 SM; 0 caso contrário (<i>referência</i>). rendapc2=1 se de 1 SM a 2 SM; 0 caso contrário. rendapc3=1 se de 2 SM a 3 SM; 0 caso contrário. rendapc4=1 se de 3 SM a 5 SM; 0 caso contrário. rendapc5=1 se 5 SM ou mais; 0 caso contrário.
nfilhos1	Número de filhos residentes no domicílio com menos de 5 anos.
nfilhos2	Número de filhos residentes no domicílio de 5 a 13 anos.
nfilhos3	Número de filhos residentes no domicílio com mais de 13 anos.
depend	1 se no domicílio residem outros familiares (exceto filhos); 0 caso contrário.
casa	1 se o domicílio é uma casa; 0 caso contrário (apartamento)
ndormit	Número de cômodos que servem como dormitórios no domicílio.
nbanheiro	Número de banheiros e lavabos no domicílio.
carro	1 se existe automóvel no domicílio; 0 caso contrário.
moto	1 se existe motocicleta no domicílio; 0 caso contrário.
diurno	1 se a jornada de trabalho está compreendida entre 5h e 22h; 0 caso contrário.

Tabela A.2 – Descrição das variáveis utilizadas nas Seções 4.5 e 4.6

Variável	Descrição
	<i>Tempo gasto no deslocamento para o trabalho</i>
commut	1 – não se desloca (trabalha em casa) 2 – deslocamento de até 30 minutos 3 – deslocamento de 30 minutos a 1 hora 4 – deslocamento de mais de 1 hora
icommut	1 se os cônjuges apresentam o mesmo tempo de <i>commuting</i> ; 0 caso contrário.
homo	1 se o casal é formado por cônjuges do mesmo sexo; 0 caso contrário
homem_hetero	1 se o indivíduo é um homem e tem um cônjuge do sexo oposto; 0 caso contrário
homem_homo	1 se o indivíduo é um homem e tem um cônjuge do mesmo sexo; 0 caso contrário
mulher_homo	1 se o indivíduo é uma mulher e tem um cônjuge do mesmo sexo; 0 caso contrário
Controles	
idade	Idade do indivíduo, em anos completos.
chefe	1 se chefe do domicílio; 0 caso contrário.
branco	1 se caucasiano; 0 caso contrário.
migrante	1 se o indivíduo não nasceu no município de residência; 0 caso contrário.
	<i>Dummies para os ciclos de escolaridade:</i>
educ	educ1=1 se sem instrução; 0 caso contrário (<i>referência</i>). educ2=1 se ensino fundamental incompleto; 0 caso contrário.

	educ3=1 se fundamental completo a médio incompleto; 0 caso contrário.
	educ3=1 se médio completo a superior incompleto; 0 caso contrário.
	educ5=1 se superior completo ou pós-graduado; 0 caso contrário.
trabpago	Tempo gasto no trabalho principal, em horas semanais.
	<i>Dummies de regime de trabalho:</i>
	empreg1=1 se empregado sob as regras da CLT; 0 caso contrário (<i>referência</i>)
empreg	empreg2=1 se empregado no setor informal da economia; 0 caso contrário.
	empreg3=1 se empregador ou conta-própria; 0 caso contrário.
	<i>Dummies do setor de atividade:</i>
	ativ1=1 se indústria; 0 caso contrário (<i>referência</i>).
ativ	ativ2=1 se comércio; 0 caso contrário.
	ativ3=1 se serviços; 0 caso contrário.
	ativ4=1 se construção; 0 caso contrário.
lrenda	Logaritmo natural do rendimento do trabalho principal (em reais de 2010)
	<i>Faixas de rendimento domiciliar per capita [A,B)</i>
	rendapc1=1 se até 1 SM; 0 caso contrário (<i>referência</i>).
rendapc	rendapc2=1 se de 1 SM a 2 SM; 0 caso contrário.
	rendapc3=1 se de 2 SM a 3 SM; 0 caso contrário.
	rendapc4=1 se de 3 SM a 5 SM; 0 caso contrário.
	rendapc5=1 se 5 SM ou mais; 0 caso contrário.
nfilhos1	Número de filhos residentes no domicílio com menos de 5 anos.
nfilhos2	Número de filhos residentes no domicílio de 5 a 13 anos.
nfilhos3	Número de filhos residentes no domicílio com mais de 13 anos.
depend	1 se no domicílio residem outros familiares (exceto filhos); 0 caso contrário
casa	1 se o domicílio é uma casa; 0 caso contrário (apartamento)
ndormit	Número de cômodos que servem como dormitórios no domicílio.
nbanheiro	Número de banheiros e lavabos no domicílio.
carro	1 se existe automóvel no domicílio; 0 caso contrário.
moto	1 se existe motocicleta no domicílio; 0 caso contrário.

APÊNDICE B – Estatísticas descritivas

Tabela B.1 – Estatísticas descritivas do conjunto de variáveis utilizado como controle – PNAD 2011-2015 – Amostra completa

	Média	Desv. P.
Idade	39.52	9.97
Chefe (%)	0.50	0.50
Branco (%)	0.50	0.50
Migrante (%)	0.53	0.50
Horas trabalhadas	41.65	10.19
Diurno (%)	0.95	0.21
<i>Escolaridade</i>		
Fundamental comp. a médio incomp. (%)	0.17	0.38
Médio comp. a superior incomp. (%)	0.42	0.49
Superior comp (%)	0.18	0.38
<i>Condição de trabalho</i>		
Informal (%)	0.14	0.35
Conta-própria (%)	0.24	0.43
<i>Setor de Atividade</i>		
Comércio (%)	0.27	0.45
Serviços (%)	0.47	0.50
Construção (%)	0.09	0.29
<i>Renda do trabalho</i>		
Ln(renda)	7.37	0.83
<i>Renda dom. per capita</i>		
1 a 2 SM (%)	0.39	0.49
2 a 3 SM (%)	0.13	0.33
3 a 5 SM (%)	0.09	0.28
5+ SM (%)	0.09	0.29
<i>Moradores</i>		
Num. filhos (0-4)	0.21	0.45
Num. filhos (5-13)	0.49	0.71
Num. filhos (14+)	0.57	0.84
Dependente (%)	0.12	0.33
<i>Domicílio</i>		
Num. dormitórios	1.90	0.74
Num. banheiros	1.43	0.82
Casa (%)	0.78	0.41
<i>Automóvel</i>		
Carro (%)	0.59	0.49
Moto (%)	0.13	0.33

Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados da PNAD 2011-2015 para as áreas urbanas das 9 RM do Brasil

Tabela B.2 – Estatísticas descritivas do conjunto de variáveis utilizado como controle – PNAD 2011-2015 – Por gênero

	Homens		Mulheres	
	Média	Desv. P.	Média	Desv. P.
Idade	40.84	10.07	38.20	9.70
Chefe (%)	0.76	0.43	0.24	0.43
Branco (%)	0.48	0.50	0.52	0.50
Migrante (%)	0.54	0.50	0.52	0.50
Horas trabalhadas	43.74	9.18	39.55	10.70
Diurno (%)	0.93	0.26	0.97	0.16
<i>Escolaridade</i>				
Fundamental comp. a médio incomp. (%)	0.18	0.38	0.17	0.37
Médio comp. a superior incomp. (%)	0.40	0.49	0.43	0.50
Superior comp (%)	0.16	0.37	0.19	0.40
<i>Condição de trabalho</i>				
Informal (%)	0.09	0.28	0.20	0.40
Conta-própria (%)	0.27	0.45	0.22	0.41
<i>Setor de Atividade</i>				
Comércio (%)	0.27	0.45	0.27	0.45
Serviços (%)	0.36	0.48	0.58	0.49
Construção (%)	0.17	0.38	0.01	0.10
<i>Renda do trabalho</i>				
Ln(renda)	7.58	0.78	7.16	0.82

Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados da PNAD 2011-2015 para as áreas urbanas das 9 RM do Brasil

Tabela B.3 – Estatísticas descritivas do conjunto de variáveis utilizado como controle – Censo 2010 – Amostra completa

	Média	Desv. P.
Idade	38.84	10.21
Branco (%)	0.59	0.49
Migrante (%)	0.46	0.50
Horas trabalhadas	41.36	14.79
<i>Escolaridade</i>		
Fundamental comp. a médio incomp. (%)	0.16	0.37
Médio comp. a superior incomp. (%)	0.39	0.49
Superior comp (%)	0.24	0.43

Condição de trabalho

Informal (%)	0.10	0.31
Conta-própria (%)	0.32	0.46

Setor de Atividade

Comércio (%)	0.25	0.44
Serviços (%)	0.53	0.50
Construção (%)	0.06	0.23

Renda do trabalho

Ln(renda)	7.13	0.96
-----------	------	------

Renda dom. per capita

1 a 2 SM (%)	0.32	0.47
2 a 3 SM (%)	0.13	0.34
3 a 5 SM (%)	0.12	0.33
5+ SM (%)	0.17	0.38

Moradores

Num. filhos (0-4)	0.23	0.47
Num. filhos (5-13)	0.49	0.73
Num. filhos (14+)	0.53	0.84
Dependente (%)	0.11	0.32

Domicílio

Num. dormitórios	2.04	0.79
Num. banheiros	1.55	0.88
Casa (%)	0.69	0.46

Automóvel

Carro (%)	0.62	0.49
Moto (%)	0.14	0.35

Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados do Censo 2010 para as áreas urbanas das 9 RM do Brasil

Tabela B.4 – Estatísticas descritivas do conjunto de variáveis utilizado como controle – Censo 2010 – Por tipo de casal

	Heterossexuais		Homossexuais	
	Média	Desv. P.	Média	Desv. P.
Idade	38.89	10.21	34.86	9.11
Branco (%)	0.59	0.49	0.62	0.49
Migrante (%)	0.46	0.50	0.48	0.50
Horas trabalhadas	41.37	14.79	40.96	14.61
Escolaridade				
Fundamental comp. a médio incomp. (%)	0.17	0.37	0.12	0.32
Médio comp. a superior incomp. (%)	0.39	0.49	0.45	0.50
Superior comp (%)	0.24	0.43	0.32	0.47
Condição de trabalho				

Informal (%)	0.10	0.31	0.11	0.32
Conta-própria (%)	0.32	0.46	0.30	0.46
<i>Setor de Atividade</i>				
Comércio (%)	0.26	0.44	0.18	0.39
Serviços (%)	0.53	0.50	0.70	0.46
Construção (%)	0.06	0.23	0.03	0.16
<i>Renda do trabalho</i>				
Ln(renda)	7.13	0.96	7.29	0.97
<i>Renda dom. per capita</i>				
1 a 2 SM (%)	0.33	0.47	0.26	0.44
2 a 3 SM (%)	0.13	0.34	0.18	0.39
3 a 5 SM (%)	0.12	0.33	0.15	0.36
5+ SM (%)	0.17	0.38	0.31	0.46
<i>Moradores</i>				
Num. filhos (0-4)	0.23	0.47	0.03	0.20
Num. filhos (5-13)	0.49	0.73	0.09	0.36
Num. filhos (14+)	0.54	0.84	0.07	0.32
Dependente (%)	0.11	0.32	0.09	0.29
<i>Domicílio</i>				
Num. dormitórios	2.05	0.79	1.59	0.63
Num. banheiros	1.55	0.88	1.39	0.69
Casa (%)	0.69	0.46	0.53	0.50
<i>Automóvel</i>				
Carro (%)	0.62	0.49	0.49	0.50
Moto (%)	0.14	0.35	0.11	0.31

Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados do Censo 2010 para as áreas urbanas das 9 RM do Brasil

APÊNDICE C – Matriz de correlação

Tabela C.1 – Matriz de correlação de Pearson

	mulher	safaz	srenda	afaz
mulher	1			
safaz	0.7734	1		
srenda	-0.5467	-0.4918	1	
afaz	0.5408	0.6553	-0.3637	1

Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados da PNAD 2011-2015 para as áreas urbanas das 9 RM do Brasil

APÊNDICE D – Diferencial de gênero no tempo de *commuting* em casais do mesmo sexo

Na Seção 4.2 verificou-se a existência de um diferencial de gênero no tempo de deslocamento ao trabalho utilizando uma amostra de casais heterossexuais, enquanto na Seção 4.3 justificou-se esse diferencial como procedente da parcela de afazeres domésticos realizadas por cada indivíduo. Para complementar as análises desenvolvidas ao longo do Capítulo 4, propõe-se aqui fazer um último exercício empírico e estudar a importância do gênero para os deslocamentos ao trabalho considerando apenas uma amostra composta por casais do mesmo sexo, isto é, por indivíduos que *teoricamente* possuem papéis sociais mais fluidos dentro do casamento. Ora, se as diferenças de *gênero* na duração do deslocamento ao trabalho forem justificadas pelos *papeis de gênero* que homens e mulheres assumem dentro de um casamento (que por sua vez definem de forma *ad hoc* quem será o maior responsável pelos afazeres domésticos), não será possível identificar em uma amostra de casais homossexuais variações no tempo de *commuting* que guardem relação com o gênero do indivíduo.

As limitações dessa análise recaem sobre, mas não se limitando a, o tamanho amostral e as possíveis diferenças locais entre casais de lésbicas e homens gays. A base de dados utilizada é a mesma descrita na Seção 4.5, à exceção de que foram selecionados apenas aqueles indivíduos que declararam estar casados com um cônjuge do mesmo sexo. A equação estimada segue a seguinte estrutura:

$$commut_i^* = \beta_1 mulher_i + \beta_2 srenda_i + \gamma \text{ controles}_i + d_i + \varepsilon_i$$

Que se baseia na Equação 4.2.1, mas contando agora com o regressor de contribuição na renda agregada (*srenda*) para levar em conta o efeito do poder de barganha nas decisões tomadas pelos cônjuges⁴⁷. O vetor *controles* inclui o conjunto de variáveis definido Seção 4.5, que é igual ao vetor de controles da Seção 4.2 e 4.3, à exceção da variável *diurno*, cuja informação inexiste no Censo. Por fim, o efeito fixo regional, d_i , que nas Seções 4.2 e 4.3 se referem às UPAs da PNAD e na Seção 4.5 às áreas de ponderação do Censo, foi substituído

⁴⁷ Nesse caso não foram incluídos os regressores *afaz* e *safaz* por não ser possível construir essas métricas com os dados do Censo.

pelo município de residência do indivíduo, pois a amostra aqui utilizada não permitiu que as áreas de ponderação fossem considerada como região de residência.

Assim como antes, o diferencial de tempo de *commuting* é identificado pela significância do coeficiente da variável *mulher*, com um valor negativo indicando, *coeteris paribus*, uma menor chance de as mulheres (lésbicas) apresentarem longos deslocamentos quando comparadas aos homens (homens gays). A Tabela D.1 apresenta os resultados da estimação do modelo, onde na Coluna 1 regride-se o tempo de *commuting* do indivíduo apenas contra a *dummy* de gênero e Coluna 2 apresenta a estimação o modelo completo. Nota-se que em ambas as especificações, gênero não se mostra como uma variável relevante para a determinação do tempo de deslocamento ao trabalho, significando que, sob a hipótese de que indivíduos envolvidos em relacionamentos com parceiros do mesmo sexo diferem daqueles envolvidos com parceiros do sexo oposto *apenas* no que diz respeito aos papéis sociais que eles assumem no casamento, o diferencial de gênero encontrado entre os casais heterossexuais é, de fato, devido aos papéis de gênero e não ao gênero *per se*.

Tabela D.1 – Diferencial do tempo de *commuting* entre gêneros – Apenas casais do mesmo sexo

	(1) <i>Baseline</i>	(2) Completo
mulher	0.0102 (0.0533)	-0.0317 (0.0578)
renda		0.1487 (0.1211)
μ_1	-0.4018*** (0.0213)	-0.5499 (0.3961)
μ_2	0.5791*** (0.0193)	0.5222 (0.3954)
μ_3	1.3634*** (0.0307)	1.3830*** (0.3959)
Observações	1,756	1,756
EF Regional	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Os testes de robustez realizados na Seção 4.3 foram replicados até onde se mostrou analiticamente possível (alguns cortes amostrais deixavam a base de dados deveras desbalanceadas e outros excluía uma quantidade muito grande de observações). Os resultados, exibidos na Tabela D.2, mostram que tanto gênero quanto participação na renda não são importantes para determinar o tempo de deslocamento ao trabalho dos indivíduos gays. Destaque especial deve ser dado aos resultados encontrados na Coluna 1, que utiliza

apenas uma amostra de casais residentes em domicílios próprios, que permite inferir o comportamento dos indivíduos em relação ao espectro espaço-temporal de busca por emprego. A não significância da dummy *mulher* revela que, na ausência de normais sociais definindo como as mulheres devem agir dentro de um casamento, elas *não* se veem espacialmente restritas na busca por emprego quando comparadas com os homens, *coeteris paribus*. Esse resultado reforça a importância da desconstrução dos papéis de gênero como política que age em prol da igualdade de gênero nas oportunidades no mercado de trabalho.

Tabela D.2 – Diferencial do tempo de *commuting* entre gêneros – Apenas casais do mesmo sexo – Diferentes controles e amostras

	(1) Próprio	(2) Renda Relativa	(3) Não pobres	(4) Infraestrutura completa
mulher	-0.0777 (0.0863)	-0.0130 (0.0597)	-0.0375 (0.0642)	-0.0250 (0.0579)
srenda	0.2657 (0.1610)	0.1411 (0.1206)	0.0728 (0.1346)	0.1485 (0.1322)
μ_1	-0.3957 (0.6665)	-0.2945 (0.4217)	-1.5399*** (0.4994)	0.1638 (0.4727)
μ_2	0.6589 (0.6610)	0.7781* (0.4206)	-0.4507 (0.4959)	1.1973** (0.4705)
μ_3	1.5591** (0.6596)	1.6392*** (0.4223)	0.4257 (0.4973)	2.0442*** (0.4734)
Observações	900	1,756	1,272	1,380
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
EF Regional	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria. Erros robustos entre parênteses. Nível de significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.